

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE

Přírodovědecká fakulta

Katedra demografie a geodemografie



**ANALÝZA ÚMRTNOSTNÍCH TABULEK
ČESKÉ REPUBLIKY 1950–2005
SE ZAMĚŘENÍM NA ASPEKTY GENERAČNÍ ÚMRTNOSTI**

**LIFE TABLE ANALYSIS
IN THE CZECH REPUBLIC 1950–2005:
COHORT AND CROSS-SECTIONAL PERSPECTIVES**

Diplomová práce

Pavla Skácelová

2008

Vedoucí diplomové práce Prof. RNDr. Jitka Rychtaříková, CSc.

Prohlašuji, že jsem tuto diplomovou práci vypracovala samostatně, že jsem všechny použité prameny řádně ocitovala a uvedla v seznamu literatury.

V Praze dne 20. 8. 2008

.....

Tuto práci bych chtěla věnovat mému nedávno zesnulému otci, Lubomíru Skácelovi, neboť bez jeho dlouholeté podpory bych neměla příležitost studovat.

Na tomto místě bych chtěla také poděkovat vedoucímu mé diplomové práce, Prof. RNDr. Jitce Rychtaříkové, za rady a připomínky, které mě ve psaní inspirovaly a vedly. Mé poděkování rovněž patří mému příteli za podporu, starostlivost a trpělivost, mé blízké rodině i přátelům.

Analýza úmrtnostních tabulek České republiky 1950–2005 se zaměřením na aspekty generační úmrtnosti

Abstrakt

Tato práce analyzuje transverzální úmrtnostní tabulky v České republice v letech 1950–2005 s cílem zjistit základní charakteristiky vývoje úmrtnosti v tomto období nejen z hlediska věku a období, ale také s přihlédnutím na generační aspekty. Jako nástroj používá intervalové střední délky života počítané pro generace a pro období. V další části se pomocí různých metod – povrchové mapy, specifické míry změny úmrtnosti podle věku a APC modelu – hledá variabilitu mezi generacemi odrážející různé historické životní zkušenosti kohort. V závěru jsou pak shrnuty možné příčiny výskytu úmrtnostně zvýhodněných a znevýhodněných generací.

Klíčová slova: vývoj úmrtnosti v České republice, 1950–2005, generační a transverzální úmrtnost, úmrtnostní tabulky, APC model

Life Table Analysis in the Czech Republic 1950–2005: cohort and cross-sectional perspectives

Abstract

This study examines cross-sectional life tables of the Czech Republic in years 1950–2005 with objective to determine the basic characteristics of mortality development during the study period not only with respect to age and period, but also to cohort perspective. As a tool of measure, temporary life expectancy calculated for cohorts and for periods is used. In the next part of the text different methods – surface maps, specific rates of mortality change and Age-Period-Cohort Model – are applied in order to look for variability between cohorts and thus identifying different historical cohort life experiences. According to results some cohorts can be called „advantageous“ and some others „disadvantageous“. In conclusion origins of cohort differences are shown.

Keywords: mortality development in Czech republic, 1950–2005, cohort and cross-sectional mortality, life tables, Age-Period-Cohort effects model

OBSAH

Seznam tabulek a obrázků	6
Úvod	9
Kapitola 1 Metodologická část.....	11
1.1 Úmrtnostní tabulka a její funkce	11
1.2 Transverzální a longitudinální úmrtnostní tabulky	13
1.3 Data	14
1.4 Intervalová střední délka života	16
1.5 Metody dekompozice	17
Kapitola 2 Základní trendy vývoje úmrtnosti v České republice.....	19
2.1 Vývoj úmrtnosti před rokem 1950	19
2.2 Vývoj naděje dožití v 2. polovině 20. století v pozadí politického, sociálního a hospodářského prostředí.....	24
2.3 Diferenciace vývoje úmrtnosti v letech 1950–2005 podle věku a pohlaví.....	27
Kapitola 3 Transverzální a generační úmrtnostní tabulky pro Českou republiku v letech 1950–2005	31
3.1 Věková skupina 0–29 let	32
3.2 Věková skupina 30–59 let	34
3.3 Věková skupina 60–89 let	36
Kapitola 4 Analýza generačních efektů.....	39
4.1 Povrchové mapy	40
4.2 Specifická míra změny úmrtnosti v České republice v letech 1950–2005.....	44
4.3 Age-Period-Cohort model	49
Závěr	60
Seznam použité literatury.....	62
Přílohy	65

SEZNAM TABULEK A OBRÁZKŮ

Tab. 1	Hodnoty naděje dožití při narození mužů a žen na území České republiky v letech 1869–1932.....	20
Tab. 2	Hodnoty naděje dožití při narození mužů a žen na území České republiky v letech 1920–1950.....	21
Tab. 3	Relativní maximální možná změna generační a transverzální intervalové naděje dožití u mužů a žen v České republice	38
Obr. 1	Transverzální a longitudinální přístup při studiu demografických událostí znázorněn na Lexisově digramu	13
Obr. 2	Počet mužů a žen v České republice 1.1. v letech 1950–2004 podle databáze ČSÚ, HMD a Eurostatu	15
Obr. 3	Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku v České republice v roce 2000 z ČSÚ a HMD	15
Obr. 4	Dlouhodobý vývoj ukazatele hrubé míry úmrtnosti a míry kojenecké úmrtnosti na území České republiky.....	19
Obr. 5	Hodnoty naděje dožití při narození u mužů ve vybraných evropských státech v letech 1861–1935.....	22
Obr. 6	Hodnoty naděje dožití při narození u žen ve vybraných evropských státech v letech 1861–1935.....	22
Obr. 7	Index změny pravděpodobnosti úmrtí podle věku v české populaci mužů v mezidobí 1869–80 a 1950.....	23
Obr. 8	Index změny pravděpodobnosti úmrtí podle věku v české populaci žen v mezidobí 1869–80 a 1950.....	23
Obr. 9	Naděje dožití při narození mužů a žen v České republice mezi lety 1950–2005 a jejich rozdíl	25
Obr. 10	Relativní vývoj naděje dožití při narození u mužů a žen v České republice v letech 1950–2005.....	26
Obr. 11	Relativní změna naděje dožití podle věku u mužů v České republice od roku 1950 do roku 2005	28
Obr. 12	Relativní změna naděje dožití podle věku u žen v České republice od roku 1950 do roku 2005	28

Obr. 13	Příspěvky vybraných věkových skupin na změnu naděje dožití při narození v České republice u mužů mezi dvěma obdobími	29
Obr. 14	Příspěvky vybraných věkových skupin na změnu naděje dožití při narození v České republice u žen mezi dvěma obdobími.....	29
Obr. 15	Příspěvky vybraných věkových skupin na rozdíl naděje dožití při narození mezi ženami a muži v České republice ve vybraných letech.....	30
Obr. 16	Pravděpodobnost úmrtí mužů podle věku v České republice ve věku 0–29 let	32
Obr. 17	Počet dožívajících se mužů přesného věku v České republice ve věku 0–29 let.....	32
Obr. 18	Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku v České republice ve věku 0–29 let	33
Obr. 19	Počet dožívajících se žen přesného věku v České republice ve věku 0–29 let	33
Obr. 20	Pravděpodobnost úmrtí mužů podle věku v České republice ve věku 30–59 let	34
Obr. 21	Počet dožívajících se mužů přesného věku v České republice ve věku 30–59 let.....	34
Obr. 22	Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku v České republice ve věku 30–59 let	35
Obr. 23	Počet dožívajících se žen přesného věku v České republice ve věku 30–59 let	35
Obr. 24	Pravděpodobnost úmrtí mužů podle věku v České republice ve věku 60–89 let	36
Obr. 25	Počet dožívajících se mužů přesného věku v České republice ve věku 60–89 let.....	36
Obr. 26	Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku v České republice ve věku 60–89 let	37
Obr. 27	Počet dožívajících se žen přesného věku v České republice ve věku 60–89 let	37
Obr. 28	Pravděpodobnost úmrtí podle věku u mužů v České republice v letech 1950–2005	41
Obr. 29	Pravděpodobnost úmrtí podle věku u žen v České republice v letech 1950–2005	41
Obr. 30	Logaritmus pravděpodobnosti úmrtí podle věku u mužů v České republice v letech 1950–2005	43
Obr. 31	Logaritmus pravděpodobnosti úmrtí podle věku u žen v České republice v letech 1950–2005	43
Obr. 32	Průběh křivky intenzity úmrtnosti a specifické míry změny úmrtnosti podle věku pro muže v České republice v roce 1983 podle jednoletých věkových skupin a podle způsobu výpočtu.....	45
Obr. 33	Průběh křivky intenzity úmrtnosti a specifické míry změny úmrtnosti podle věku pro muže v České republice v roce 1983 podle jednoletých věkových skupin a podle způsobu výpočtu.....	45
Obr. 34	Specifická míra změny úmrtnosti podle věku u mužů v České republice v letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990 a 2000.	47
Obr. 35	Specifická míra změny úmrtnosti podle věku u žen v České republice v letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990 a 2000.....	47
Obr. 36	Specifická míra změny úmrtnosti podle věku u mužů v České republice v letech 1950 až 2005	48
Obr. 37	Specifická míra změny úmrtnosti podle věku u žen v České republice v letech 1950 až 2005.....	48
Obr. 38	Řádkové efekty vztahující se k úmrtnosti mužů a žen v České republice v letech 1950–2005.....	51

Obr. 39	Sloupcové efekty vztahující se k úmrtnosti mužů a žen v České republice v letech 1950–2005.....	51
Obr. 40	Průměrné zbytky hodnot matice f_{ij} po odečtení efektů věku u žen vypočtené pro věkové skupiny 0–4, 5–19, 20–44, 45–89 za období 1950–2005 v České republice	52
Obr. 41	Průměrné zbytky hodnot matice f_{ij} po odečtení efektů věku u mužů a žen vypočtené pro věkové skupiny 0–4, 5–19, 20–44, 45–89 za období 1950–2005 v České republice.....	52
Obr. 42	Několik prvních hodnot singulárního čísla podle jejich sestupného pořadí	53
Obr. 43	Průměrná absolutní rezidua podle období maticemi skutečných a modelových hodnot úmrtnosti pro muže v České republice v letech 1950–2005 a podle počtu vícenásobných členů přidanych do modelu AM.....	53
Obr. 44	Průměrná absolutní rezidua podle období maticemi skutečných a modelových hodnot úmrtnosti pro ženy v České republice v letech 1950–2005 a podle počtu vícenásobných členů přidanych do modelu AM.....	53
Obr. 45	Průměrná absolutní rezidua podle věku mezi maticemi skutečných a modelových hodnot úmrtnosti pro muže v České republice v letech 1950–2005 a podle počtu vícenásobných členů přidanych do modelu AM	53
Obr. 46	Průměrná absolutní rezidua podle věku mezi maticemi skutečných a modelových hodnot úmrtnosti pro ženy v České republice v letech 1950–2005 a podle počtu vícenásobných členů přidanych do modelu AM	53
Obr. 47	Průměrné zbytky skutečných a AM(2) modelových hodnot úmrtnosti pro muže v České republice v letech 1950–2005.	54
Obr. 48	Průměrné zbytky skutečných a AM(2) modelových hodnot úmrtnosti pro ženy v České republice v letech 1950–2005.	54
Obr. 49	Generační efekty úmrtnosti mužů v České republice podle dat z let 1950–2005.....	55
Obr. 50	Generační specifické míry úmrtnosti mužů podle věku v České republice pro vybrané generace	56
Obr. 51	Generační specifické míry úmrtnosti mužů podle věku v České republice pro vybrané generace	56
Obr. 52	Generační specifické míry úmrtnosti mužů podle věku v České republice pro vybrané generace	57
Obr. 53	Generační efekty úmrtnosti žen v České republice podle dat z let 1950–2005	58
Obr. 54	Generační specifické míry úmrtnosti žen podle věku v České republice pro vybrané generace.	59
Obr. 55	Generační specifické míry úmrtnosti žen podle věku v České republice pro vybrané generace.	59

Úvod

Úmrtnost je klíčovým demografickým procesem, který spolu s porodností a migrací osob působí na vytváření věkové struktury populace. Již v minulosti se analýzou úmrtnostních jevů zabývala řada demografů i odborníků z různých sociálně-biologických a matematických disciplín. Díky tomu dnes demografická metodologie nabízí širokou škálu analytických prostředků pro vyčíslení úrovně úmrtnosti nezávisle na velikosti a struktuře populace, nástroje zachycující řád vymírání v populaci, umožňující vysledovat a popsat dílčí změny intenzity úmrtnosti podle pohlaví a věku v čase.

Mezi lety 1950–2005 došlo na území České republiky k výrazným politickým, hospodářským, společenským a kulturním změnám jež zahrnují také vývoj úmrtnostních poměrů. Naděje dožití při narození vzrostla o téměř 12,5 roků u žen a o 10,7 roků u mužů. Předpokládá se však, že průběh změn intenzity úmrtnosti se lišil jak mezi pohlavími, tak i v rámci jednotlivých věkových skupin a neméně také v různých časových obdobích. Druhá kapitola této práce se pokouší pomocí analýzy transversálních úmrtnostních tabulek popsat hlavní trendy vývoje úmrtnosti v České republice v poválečném období, nalézt jejich příčiny v podrobnějším rozboru změn intenzit úmrtnosti podle pohlaví a věku.

K těm dokonalejším a hojně užívaným metodám studia úrovně úmrtnosti v populaci patří úmrtnostní tabulky. Pro snazší přístupnost dat a vzhledem ke snaze ohodnotit hlavně okamžikový stav úmrtnostních poměrů v populaci se nejčastěji konstruuji úmrtnostní tabulky pro dané období, které jsou jakýmsi průřezem úmrtnostních ukazatelů jednotlivých generací.

Demografie však rozlišuje dva hlavní způsoby zaznamenávání událostí. Ten druhý, generační pohled, je často opomíjen, i když vystihuje řád vymírání ne fiktivní, ale skutečné generace. Jaká je tedy skutečná střední délka života v době narození? Jak moc se liší naděje dožití charakteristická pro určitou generaci od situace v daném časovém období?

Na tyto otázky lze nalézt odpověď pomocí komparace tabulek života vypočítaných za časová období a za generace. Následující text, konkrétně jeho třetí kapitola, se tedy pokusí odpovědět na všechny tyto body. Předběžná hypotéza je stanovena pouze na základě odhadu a to tak, že skutečná naděje dožití ve věku x generace narozené během roku $t-x$ dosahuje vyšších hodnot než ta vypočítaná z transversálních dat v roce t .

Mezi faktory, které ovlivňují úmrtnostní poměry, patří kromě věku a pohlaví také zdravotní stav populace. Tento pojem však komplexně zahrnuje řadu dalších příčin biologické, kulturně-společenské, ekonomické i politické povahy. Pod termínem zdravotní stav lze zahrnout

genetické predispozice jednotlivců, způsob jejich života, profesní rizika, úroveň a využívání zdravotní péče, působení okolního životního prostředí, v některých obdobích přímé i nepřímé následky válek apod. Jelikož tyto faktory působí současně, není možné stanovit jejich váhu na úmrtnost a její změny. V delším časovém horizontu se však i tyto prvky, působící na zdravotní stav populace, vyvíjejí a mění a s nimi i úroveň úmrtnosti.

Od narození pak dochází ke kumulovanému působení těchto negativních i pozitivních vlivů na jedince. To se může následně odrazit v nestejném řádu vymírání mezi dvěma generacemi, nebo alespoň ve výraznějším odchýlení skupiny specifických měr úmrtnosti podle věku některých generací od ostatních. Při generační analýze se důležitost některých faktorů působících na zdravotní stav v populaci může částečně projevit. Poslední, čtvrtá kapitola se proto snaží vysledovat případné generační rozdíly. Také se pokouší odhalit příčiny, které tyto kohortní aspekty vytvářejí. V této souvislosti lze očekávat výrazné odlišnosti v úmrtnosti u generací narozených během válečných let 1914–1918 a 1939–1945.

Kapitola 1

Metodologická část

Obečný problém demografické metodologie představuje otázka: Jak definovat souhrnnou úroveň demografických událostí pomocí malého počtu prostředků? V případě úmrtnosti se jedná o zaznamenání složitého řádu vymírání v populaci determinovaného věkem, pohlavím, generací, stejně jako jinými vnějšími faktory. Pro vyjádření úrovně úmrtnosti lze použít mnoho ukazatelů, od nejjednodušších jako hrubá míra úmrtnosti po zobecňující modelové úmrtnostní tabulky či velmi podrobné ale datově náročné funkce přežívání¹. Úmrtnostní tabulky patří k těm dokonalejším a hojně užívaným metodám studia tohoto demografického procesu. Velmi podrobně a přesně popisují řád vymírání v populaci, neboť nejsou závislé na velikosti populace ani na její pohlavně-věkové struktuře. Představují v podstatě nástroj pro rychlé vyčtení informace o úmrtnostních poměrech v jednotlivých věkových kategoriích získané dřívějším pozorováním příslušné populace a následnými výpočty. Úmrtnostní tabulky lze označit za vůbec nejstarší demografické modely, neboť intenzity úmrtnosti v jednotlivých věkových kategoriích v daném období aplikují na hypotetickou populační kohortu.

1.1 Úmrtnostní tabulka a její funkce

Dekrementní tabulku² tvoří řada vzájemně propojených funkcí. Jako vstupní parametr pro její výpočet se obecně užívá pravděpodobnost uskutečnění sledovaného jevu mezi dvěma věky či dobami trvání. U podrobných úmrtnostních tabulek se tedy jedná o soubor navzájem navazujících pravděpodobností úmrtí mezi přesným věkem x a $x+1$. Tento ukazatel se značí q_x a udává, jakou pravděpodobnost má osoba právě x -letá, že zemře před dosažením přesného věku $x+1$. Podle charakteru užívaných dat existuje několik způsobů výpočtu vstupního parametru pro tabulky života. V případě výpočtu transversálních a generačních úmrtnostních tabulek pro populaci České republiky v Kapitole 3 bude pravděpodobnost úmrtí v jednotlivých věcích

¹ V literatuře popisováno jako „Survival Analysis“.

² Někdy též označována i jako tabulka dekrementních řádů. Tento termín označuje početnou skupinu demografických tabulek, do níž patří kromě úmrtnostních tabulek i např. tabulky sňatečnosti, tabulky rozvodovosti apod. Viz Cipra Tomáš, 1990.

odvozena podle metodiky Human Mortality Database nepřímo ze specifických měr úmrtnosti u_x , tj.:

$$q_x = \frac{u_x}{1 + (1 - a_x) \times u_x}, \quad [1]$$

pro $x = 0, 1, 2, \dots, \omega - 1$.³ Pro otevřený interval ${}_{\infty}q_{\omega} = 1$.⁴ Proměnná a_x představuje průměrný počet roků prožitých ve věkovém intervalu $<x$ a $x+1$) lidmi, kteří v dokončeném věku x zemřou. Pro všechny jednoleté věkové intervaly kromě věku 0 lze předpokládat, že $a_x = 0,5$. U otevřené věkové skupiny lze a_x dopočítat jako převrácenou hodnotu u_x , tj. $1/{}_{\infty}u_{\omega}$. V případě pravděpodobnosti úmrtí během jednoho roku po narození se a_x odvozuje podle vzorce (Preston a kol., 2001 in Wilmoth a kol., 2007):

$$a_0 = \begin{cases} 0,053 + 2,800 \times u_0 & \text{pro ženy} \\ 0,045 + 2,684 \times u_0 & \text{pro muže.} \end{cases} \quad [2]$$

Pro kompletní konstrukci úmrtnostní tabulky se stanoví další funkce navazující na pravděpodobnost úmrtí. Necht' p_x je pravděpodobnost přežití mezi věky x a $x+1$, tj.

$$p_x = 1 - q_x \quad [3]$$

pro všechny věky x . Bud' kořen úmrtnostní tabulky $l_0 = 100\,000$, potom počet dožívajících se přesného věku ζ lze dopočítat jako:

$$l_{\zeta} = p_x \times l_{\zeta-1}, \quad [4]$$

$$l_{\zeta} = l_0 \times \prod_{i=0}^{x-1} p_i. \quad [5]$$

Rozložení zemřelých podle věku pak přibližuje tabulkový počet zemřelých, d_x :

$$d_x = q_x \times l_{\zeta-1} = l_{\zeta} - l_{\zeta-1}, \quad [6]$$

pro $x = 0, 1, \dots, \omega - 1$. V případě otevřené věkové kategorie se ${}_{\infty}d_{\omega} = l_{\omega}$. Počet osob v dokončeném věku x , představující také počet „prožitých let“⁵ danou populací ve věkovém intervalu $<x, x+1$), označme:

$$L_x = l_{\zeta} - (1 - a_x) \times d_x \quad [7]$$

pro $x = 0, 1, \dots, \omega - 1$, jinak ${}_{\infty}L_{\omega} = l_{\omega} \times a_{\omega}$. Člověkoroky zbývající k prožití skupině jedinců v dokončeném věku x z fiktivní kohorty je pro všechny věky:

³ ČSÚ odvozuje pravděpodobnost úmrtí mezi dvěma věky jako $q_x = 1 - e^{-u_x}$ (ČSÚ, d) : Úmrtnostní tabulky – Metodika).

⁴ Index ω vyjadřuje nejvyšší věk, pro který je úmrtnostní tabulka konstruována.

⁵ V české terminologii uváděno jako člověkoroky, z anglického slova „person-years“.

$$T_x = \sum_x^{\omega} L_x. \quad [8]$$

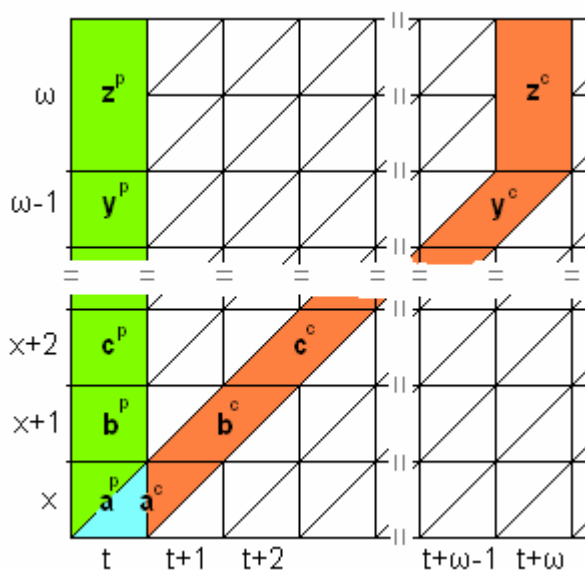
Zbývající očekávaná délka života pro osoby ve věku x (od 0 do ω) je definována jako podíl:

$$e_x = \frac{T_x}{l_x}. \quad [9]$$

1.2 Transverzální a longitudinální úmrtnostní tabulky

Demografie zaznamenává demografické události, které následně studuje a analyzuje jako hromadné jevy neboli procesy. Každá dílčí událost však musí být časově zařazena nebo podobně specificky označena, jinak ztrácí svou vypovídací hodnotu. V demografii se odlišují tři základní časové charakteristiky a dva hlavní způsoby sledování událostí. V případě úmrtnosti se zaznamenává časové období, ve kterém se smrt uskutečnila, věk zemřelého a rok jeho narození. Podle jejich charakteristik se následně odlišuje longitudinální a transverzální analýza.

Obr. 1 – Transverzální a longitudinální přístup při studiu demografických událostí znázorněn na Lexisově digramu



Při transverzálním studiu jsou počty úmrtí sledovány během určitého období avšak pro několik kohort, v případě úmrtnosti pro několik generací. Takto zjištěná data bývají snadno dostupná a velmi často se užívají pro výpočet úmrtnostních tabulek. Při konstrukci tabulek života tak vztahují pravděpodobnosti úmrtí různých generací na jednu fiktivní kohortu. Tímto způsobem lze zjistit úmrtnostní poměry v populaci pro určitý časový úsek.

Poznámky: Písmena a, b, c, y, z značí ukazatele úmrtnosti např. pravděpodobnost úmrtí pro daný věk; index c znamená generační studium (cohort analysis); index p představuje transverzální řešení (period analysis).

Zdroj: Vandeschrick, 2000 a vlastní úpravy.

Longitudinální přístup představuje práci s daty, jež se vztahují k jedné generaci a různým kalendářním rokům. Při konstrukci tabulek života tak sice vztahujeme pravděpodobnosti úmrtí na fiktivní kohortu, ovšem ta se od reálně sledované populace tvořené jednou generací liší pouze početností. Generační tabulky života udávají skutečnou úmrtnostní situaci populace.⁶

⁶ Pokud není zmíněno, že se jedná o generační tabulku života, je pojem úmrtnostní tabulka chápán z transverzálního pohledu.

1.3 Data

Všechny možnosti využití popisných, komparativních, statistických aj. metod jsou závislé především na dostupnosti a charakteru dat, s kterými se při rozboru pracuje. V případě úmrtnosti v České republice mezi lety 1950–2005 lze vhodná data získat hned ze tří zdrojů. Původní informace o demografických událostech shromažďuje Český statistický úřad (dále ČSÚ), který každoročně vydává jejich souhrnné pohyby. Retrospektivně lze tedy získat podrobná data o věkové struktuře obyvatelstva i o počtech zemřelých podle věku, roku a generace narození, a to jak z databáze ČSÚ, Eurostatu (European Statistic Office)⁷, HMD (Human Mortality Database) či z knižních vydání Pohybů obyvatelstva na území České republiky pro příslušné roky.

Z takto shromážděných dat je snadné vypočítat specifické míry úmrtnosti, z jichž se následně odvozuje vstupní parametr pro úmrtnostní tabulky, tj. pravděpodobnost úmrtí mezi dvěma přesnými věky. Tento postup konstrukce tabulky života, který vychází z původně sesbíraných a bilancovaných informací, však naráží na řadu úskalí. Počet obyvatel České republiky, tzn. přibližně 10 milionů lidí, totiž nezaručuje, aby při dělení událostí podle pohlaví a jednotek věku jedince nedocházelo i po zrelativizování k větším výkyvům mezi sousedícími roky i věky. Tyto odchylky se tvoří zvláště ve vysokém věku (80 let a více), neboť nízká početnost této skupiny není dostatečně statisticky reprezentativní. Také počet narozených v jednotlivých kalendářních letech dosti kolísá, což ovlivňuje střední stav populace ve věku nula. Menší nerovnoměrnosti lze nalézt i při kritickém rozboru dat konkrétně u početního stavu obyvatelstva, který se odhaduje z věkového složení obyvatel získaného při sčítání lidu pomocí bilance obyvatelstva. S delším časovým rozestupem mezi censem a sledovaným rokem tak roste i chybové zatížení této metody (viz obr. 2).

Z těchto důvodů se někdy doporučuje data popř. již relativní ukazatele před dalšími výpočty nejdříve vyhladit. Vyrovnávacích metod a postupů existuje mnoho a jejich užití vyžaduje dobré znalosti této problematiky, což není obsahem následujícího textu. Statistické instituce však konstruují vlastní podrobné úmrtnostní tabulky, jež vychází z už vyhlazených měr úmrtnosti. Proto se zdá příhodnější pro konstrukci a následnou analýzu úmrtnostních tabulek v České republice zvolit jako datový zdroj sadu těchto upravených ukazatelů.

I když původ dat o obyvatelstvu je pro všechny zmíněné instituce stejný, neznamená to, že lze jejich ukazatele zkombinovat a navzájem nahradit, neboť používají rozdílné vyrovnávací nástroje. Český statistický úřad pro konstrukci jednoletých tabulek života vyhlazuje křivku pravděpodobnosti úmrtí podle věku a extrapoluje její hodnoty pomocí Gompertz-Makehamovy formule s využitím King-Hardyho metody.⁸ Human Mortality Database vyrovnává míry úmrtnosti pouze ve vyšších věkových skupinách podle Kannistova modelu, při kterém se využívá parametrizovaná logistická úmrtnostní funkce, a za předpokladu, že struktura počtu

⁷ Databáze Evropského statistického úřadu obsahuje data o úmrtí a stavu obyvatelstva pro Českou republiku až od roku 1960.

⁸ Podle metodologických poznámek Českého statistického úřadu. Dostupné na WWW: http://www.czso.cz/4002-07-za_rok_2006-metodicke_vysvetlivky.htm.

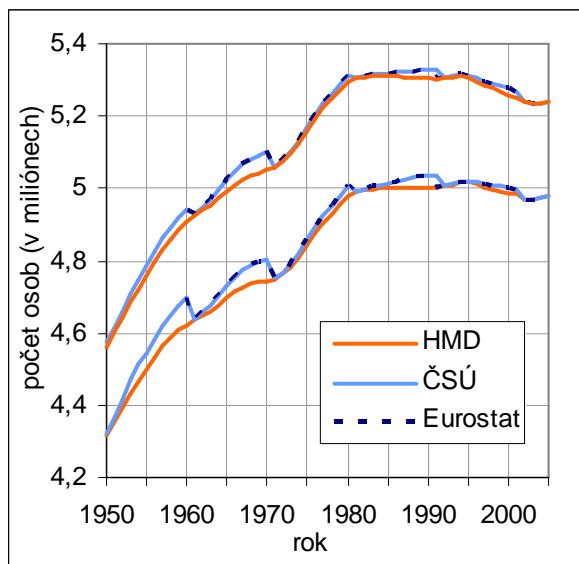
zemřelých D_x pro věky $x = 80, \dots, \omega$ se blíží Poissonově rozložení (Wilmoth a kol., 2007). Rozdílnost zmíněných postupů dokazují křivky pravděpodobnosti úmrtí získané z databáze ČSÚ a HMD (viz obr. 3). Eurostat křivku intenzity úmrtnosti podle věku nevyhlazuje a tabulky života počítá pouze do maximálního věku 85 let.

Jako nejvhodnější vstupní datový soubor pro analýzu úmrtnostních tabulek České republiky v poválečném období (tzn. ve 2. a 4. kapitole) byla nakonec zvolena řada podrobných úmrtnostních tabulek publikovaná Českým statistickým úřadem, neboť jejich vstupní parametr – pravděpodobnost úmrtí – je shladen i v nižších věkových skupinách, což hlavně v Kapitole 4 usnadní hlubší analýzu úmrtnosti (výpočet náhodné chyby by měl být nižší).

Pouze v Kapitole 3 se analýza a srovnání transverzálních a longitudinálních úmrtnostních tabulek bude opírat o soubor dat obsahující řadu specifických měr úmrtnosti z Human Mortality Database. Hlavním kritériem daného výběru se stala skutečnost, že tato databáze obsahuje kompletní sadu tohoto ukazatele pro Českou republiku v letech 1950–2004, a to jak z transverzálního tak longitudinálního pohledu, tzn. podle I. a III. hlavního souboru událostí.

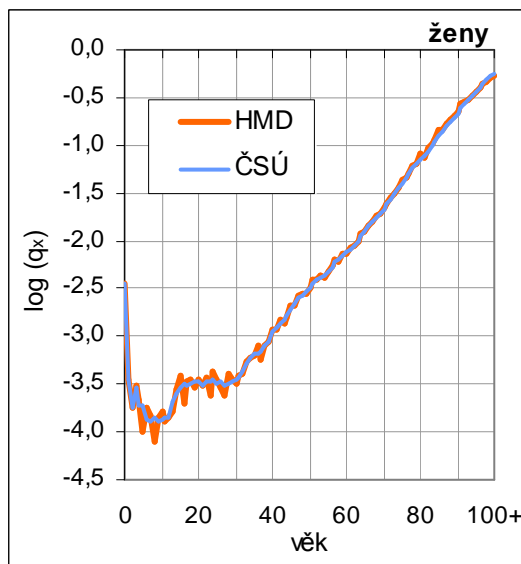
Podle metodických poznámek lze vysledovat, že autoři Human Mortality Database před samotnou kalkulací relativních ukazatelů nejprve upravili původní data. Rozdělili počet zemřelých osob s nezjištěným věkem proporcionálně mezi zemřelé podle věku a intercensálními odhady vyrovnali stav populace k 1.1. v daných letech, což Eurostat ani ČSÚ nepřepočítávají (viz obr. 2).

Obr. 2 – Počet mužů a žen v České republice 1.1. v letech 1950–2004 podle databáze ČSÚ, HMD a Eurostatu



Zdroj: Human Mortality Database, Český statistický úřad a Eurostat.

Obr. 3 – Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku v České republice v roce 2000 z ČSÚ a HMD



Zdroj: Human Mortality Database, Český statistický úřad a vlastní výpočty.

Specifické míry úmrtnosti HMD počítá z počtu úmrtí tříděných do III. hlavního souboru událostí pro transverzální přístup a do I. hlavního souboru událostí při generačním pohledu. Tento počet událostí se dělí středním stavem obyvatel podle věku S_x , jenž se odvíjí od již upraveného počtu osob k 1.1., P_x :

$${}_tS_x^p = \frac{1}{2}[P(x, t) + P(x, t+1)] + \frac{1}{6}[D_D(x, t) - D_H(x, t)] \quad \text{pro okamžikové,} \quad [10]$$

$${}_tS_x^c = P(x, t+1) + \frac{1}{3}[D_D(x, t) - D_H(x, t+1)] \quad \text{pro generační úmrtnostní tabulky.} \quad [11]$$

Označení D_D a D_H skrývá počet úmrtí v daném věku a čase pro rozdílné generace, v Lexisově diagramu jsou známy jako dolní a horní elementární soubor. Kromě drobného rozdílu ve výpočtu S_x se kohortní míry úmrtnosti z HMD liší od transverzálních ještě tím, že nejsou ve vyšších věkových skupinách vyhlazeny, neboť se podle autorů jedná o skutečné projevy úmrtnosti populace.

1.4 Intervalová střední délka života

Úmrtnostní tabulka představuje velmi kvalitní metodu pro analýzu úmrtnostních poměrů v populaci. Při porovnávání výsledných hodnot naděje dožití z více tabulek života však může nastat problém v případě, že každá z nich je konstruovaná s rozdílným nejvyšším věkem ω . Většina úmrtnostních tabulek také vychází z rozdílně vyhlazených funkcí pravděpodobnosti přežití v nejvyšších věcích, které vyjadřují spíše jednoduchý předpoklad průběhu této funkce podle matematických modelů, než aktuální úmrtnost v těchto věkových skupinách.

U generačních tabulek života se vyskytuje podobná překážka, kterou tvoří nedostatečně rozsáhlý datový soubor. Pro konstrukci jedné generační tabulky je nutno zaznamenat úmrtí přibližně za 100 let, což zvolená data neumožňují. Tento problém lze částečně obejít výpočtem intervalové naděje dožití, jež se konstruuje pouze pro vybrané věkové rozpětí. Nechť i značí délku věkového intervalu a x přesný věk jedince v populaci, potom intervalová délka života ${}_ie_x$ udává průměrný počet let, které zbývá prožít skupině osob právě x -letých mezi věkem x a $x+i$ (Arriaga, 1984):

$${}_ie_x = \frac{T_x - T_{x+i}}{l_x}. \quad [12]$$

Zatímco absolutní rozdíl tohoto ukazatele v čase odhalí přírůstek či úbytek roků prožitých mezi dvěma konkrétními věky, stejný postup nemůže být použit i pro analýzu vývoje tempa úmrtnosti v dané věkové skupině. Výše hodnoty intervalové délky života je totiž ohraničena velikostí i . V případě nízké intenzity úmrtnosti v populaci ve věkové skupině x a $x+i$ nelze již očekávat větší zvýšení intervalové délky života, převážně jde jen řádově o desetiny či setiny. Přesto tempo změn úrovně úmrtnosti zde může být větší než v populaci, v které se ${}_ie_x$ zvýšilo více. Proto je příhodné vývoj úmrtnosti v čase podrobněji analyzovat kalkulací relativního ukazatele – rozdílu intervalové naděje dožití vztaheného k maximální možné změně:

$${}_iRC_x^n = \frac{{}_ie_x^{t+n} - {}_ie_x^t}{{}_ie_x^t}. \quad [13]$$

Avšak tento index nedovoluje srovnávat změny v naději dožití během času, pokud se časové rozpětí mezi pozorováními liší. V takovém případě Arriaga navrhl přepočítat relativní tempo změn úmrtnosti na jednotku času tj. nejčastěji jeden rok a to podle vzorce:

$${}_i\text{ARC}_x^n = \left[1 - (1 - {}_i\text{RC}_x^n)^{1/n} \right] \times 100. \quad [14]$$

Výsledek lze interpretovat jako roční relativní změna naděje dožití vzhledem k maximální možné změně mezi dvěma přesnými věky v daném časovém období.

1.5 Metody dekompozice

Jako další aspekt lze do analýzy úmrtnostního vývoje zahrnout odhad a interpretaci rozložení úmrtnostních změn v jednotlivých věkových skupinách v rámci naděje dožití, tzv. dekompozici. Změna střední délky života (v jakémkoli věku) totiž nutně neznamená, že se úmrtnostní ukazatele mění se stejným rozsahem, nebo dokonce stejným směrem ve všech věcích.

Postupů, jak dekomponovat rozdíly střední délky života, lze nalézt hned několik. Všechny však obecně zjišťují velikost a podíl efektů každé věkové skupiny na výši změny naděje dožití při narození, nebo v jakémkoli jiném věku. V následujícím textu je užita dekompoziční metoda vypracována E. Arriagou, jež počítá efekty jednotlivých věkových skupin na celkovou změnu úmrtnosti pomocí intervalové naděje dožití. Tento dekompoziční přístup rozlišuje efekty související výhradně se změnou úmrtnosti v jednotlivých věkových skupinách, konkrétně přímý a nepřímý efekt, a efekt interakce, jenž nezahrnuje pouze vliv změny intenzity úmrtnosti mezi danými věky, ale závisí i na změnách v ostatních věkových intervalech.

Přímý efekt (${}_i\text{DE}_x$) mezi věky x až $x+i$ tvoří změna prožitých roků v tomto intervalu jako následek vývoje úmrtnosti pouze v této věkové skupině. Tato změna je dána rozdílem dvou intervalových středních délek života mezi věky x a $x+i$ a podílem osob dožívajících se přesného věku x ve výchozím čase t . K vyčíslení přímého efektu věkové skupiny x až $x+i$ na změnu naděje dožití ve věku se použije vzorec

$${}_i\text{DE}_x = \frac{l_x^t}{l_a^t} ({}_i e_x^{t+n} - {}_i e_x^t), \quad [15]$$

kde $x \geq a$ a indexy $t, t+n$ značí časová období, během níž došlo k analyzované změně naděje dožití. Tento ukazatel udává, o kolik roků by se zvýšila (popř. snížila) intervalová délka života ve věkovém intervalu $\langle x; x+i \rangle$ či $\langle a; x+i \rangle$ za předpokladu, že by úmrtnost mezi věky a až x zůstala konstantní.

Druhý efekt se nazývá nepřímý, protože se projevuje ve vyšších věcích než $x+i$, ačkoli je způsoben změnou intenzity úmrtnosti ve věkové skupině x až $x+i$. Příčinnou je rozdílný počet osob dožívajících se věku $x+i$ mezi sledovanými obdobími, označující se ${}_i\text{CS}_x$:

$${}_i\text{CS}_x = l_x^t \times \frac{l_{x+i}^{t+n}}{l_x^{t+n}} - l_{x+i}^t. \quad [16]$$

Tento pomocný výpočet totiž kumulovaně ovlivňuje sumu člověkoroků prožitých ve věku vyšším než $x+i$ a tím i rozpětí střední délky života. Při výpočtu nepřímého efektu (${}_iIE_x$) věkové skupiny x až $x+i$ na změnu střední délky života se však úroveň úmrtnosti po věku $x+i$ považuje za neměnnou, tzn. stejnou jako v počátečním období t :

$${}_iIE_x = \frac{{}_iCS_x}{l_a^t} \times e_{x+i}^t. \quad [17]$$

Součet přímého a nepřímého efektu pro daný věkový interval udává, o kolik by se změnila naděje dožití ve věku a , pokud by pravděpodobnost přežití ve věkových intervalech $\langle a, x \rangle$ a $\langle x+i, \omega \rangle$ zůstala nezměněna.

Rozdíl počtu žijících osob ve věku $x+i$ (${}_iCS_x$, vzorec 16), kteří přežili věkový interval $\langle x, x+i \rangle$ díky změně úrovně úmrtnosti mezi časem t a $t+n$, však ve skutečnosti podléhá ve vyšších věcích měnícím se úmrtnostním poměrům. Tento deficit v dekompozici rozdílu naděje dožití mezi časem t a $t+n$ vyplňuje efekt interakce ${}_iI_x$. Buď ${}_iOE_x$ pomocný ukazatel, jenž rozdílný počet dožívajících se věku $x+i$ mezi obdobími t a $t+n$ vztahuje k úmrtnostní úrovni v čase $t+n$:

$${}_iOE_x = \frac{{}_iCS_x}{l_a^t} \times e_{x+i}^{t+n}. \quad [18]$$

Efekt interakce pak lze zjistit pomocí vzorce:

$${}_iI_x = {}_iOE_x - {}_iIE_x. \quad [19]$$

Výsledným ukazatelem dekompozice je celkový podíl věkové skupiny x až $x+i$ na změně střední délky života. Odvozuje se jako suma zmíněných tří efektů – přímého, nepřímého a efektu interakce,

$${}_iTE_x = {}_iDE_x + {}_iIE_x + {}_iI_x. \quad [20]$$

Tyto dekompoziční metody budou použity i pro rozbor intervalové střední délky života, neboť umožňují analýzu úmrtnosti s vyloučením některých věkových skupin, nejčastěji nejstarších, a také ke studiu neúplných generačních tabulek života.

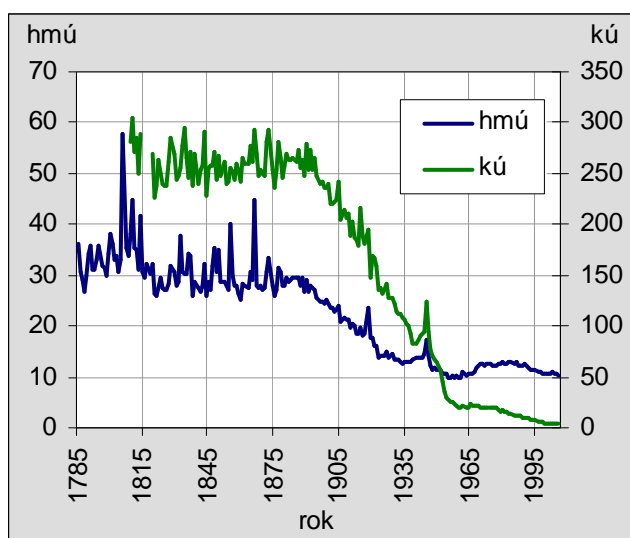
Kapitola 2

Základní trendy vývoje úmrtnosti v České republice

2.1 Vývoj úmrtnosti před rokem 1950

Změny úmrtnostních podmínek po druhé světové válce, které má hlouběji analyzovat tato práce, je nutno zařadit do dlouhodobého kontextu demografického vývoje. Zvláště proto, že úroveň a změny mortality ve sledovaném období 1950–2005 stanovují také generace narozené po roce 1860 spolu s v minulosti danými úmrtnostními poměry. Životní zkušenosti některých kohort dříve narozených obyvatel totiž mohou výrazněji zpomalit či naopak zrychlit následný vývoj úmrtnosti. Z tohoto hlediska proto nesmí být opomenut obecný vývoj úmrtnosti od druhé poloviny 19. století, to znamená také období, do něhož spadá počátek, průběh i konec demografické revoluce.

Obr. 4 – Dlouhodobý vývoj ukazatele hrubé míry úmrtnosti a míry kojenecké úmrtnosti na území České republiky



Poznámky: hmú – hrubá míra úmrtnosti; kú – míra kojenecké úmrtnosti.

Zdroj: ČSÚ, a).

Do přelomu 19. a 20. století lze vývoj úmrtnosti rámcově sledovat pomocí obecných ukazatelů, tj. s použitím hrubé míry úmrtnosti, neboť do té doby se věková struktura obyvatelstva téměř vůbec neměnila. Do 70. let 19. století se hodnoty obecné úmrtnosti

udržovaly kolem 30 zemřelých na 1000 obyvatel a nevykazovaly žádný výrazný trend (viz obr. 4). „...Byla pro ně ovšem charakteristická vysoká variabilita vyvolaná častými epidemiemi cholery, záškrty, a neštovic...“ (Matesová, 1988, s. 24). V poslední čtvrtině 19. století však úmrtnost české populace zaznamenala velmi hluboký pokles. Stalo se tak vlivem několika současně působících faktorů, ke kterým jistě patřily „...rozvoj lékařské vědy, objevy na poli boje proti epidemickým chorobám, rozmach prevence chorob, objevy a rozmach výroby léčiv aj. Také stoupající životní úroveň širokých vrstev obyvatelstva ruku v ruce s rozvojem sociálního zákonodárství rozšiřovaly postupně okruh lidí, jimž byly zpřístupňovány všechny vymoženosti moderní hygieny a lékařské péče...“ (Růžička, 1959, s. 71).

První úmrtnostní tabulky pro české země byly vypočteny již za období 1869–1880. Následné tabulky života, tj. za etapy 1899–1902 a 1909–1912 publikoval Státní úřad statistický v mimořádných zprávách č. 17–23, ročník IV/1935 (Talacko, 1941 a Růžička, 1959). Podle těchto údajů vzrostla v posledních 2–3 desetiletích 19. století naděje dožití při narození o 5,8 roku u mužů a o 4,8 roku u žen (viz tab. 1). Z podrobnějších odhadů Vladimíra Srba a Milana Kučery z roku 1959 (in Srb, 2004) však vyplývá, že se střední délka života české populace začala prodlužovat až v poslední desetina 19. století a to přibližně o 6,2 roku u mužů a o 5,4 roku u ženské části populace. Tomuto růstu navíc předcházela léta stagnace intenzity úmrtnosti žen a zhoršení úmrtnosti mužů.

Tab. 1 – Hodnoty naděje dožití při narození mužů a žen na území České republiky v letech 1869–1932

Období	e ₀ (Srb, Kučera, 1959)		Období	e ₀ (Talacko, 1941)	
	muži	ženy		muži	ženy
1869–1870	34,5	37,8	1869–1880	33,1	36,9
1880–1881	33,1	36,4			
1890–1891	32,8	36,5			
1900–1901	39,0	41,9			
1910–1911	43,0	46,2	1899–1902	38,9	41,7
			1909–1912	42,8	45,9
			1920–1922	47,6	50,8
			1924–1930	52,5	56,1
			1929–1932	53,7	57,5

Poznámky: e₀ – naděje dožití při narození.

Zdroj: Růžička, 1959; Srb, 2004; Talacko, 1941.

Během následujících deseti let, do období těsně předcházejícího vypuknutí 1. světové války, se naděje dožití při narození zvýšila přibližně o dalších více než 10 % v případě obou pohlaví. V letech 1909–1912 se tedy ženy dožívaly průměrně 46 let, muži pak 42,9 let. Ve válečném období se dlouhodobý proces snižování úmrtnosti přechodně zastavil. Jelikož však neexistují data o věkové struktuře obyvatel, jediným zdrojem informací zůstávají jen částečně dochované a později zrekonstruované údaje o úmrtích (publikace ČSÚ 4016-05, 2005). Podle nich hrubá míra úmrtnosti prudce vzrostla jen v roce 1918, když na podzim tohoto roku české území zasáhla vlna pandemie tzv. španělské chřipky, která postihla postupně celou Evropu. I přes nepříznivé válečné roky pokračoval trend klesání úmrtnosti v populaci dále. Průměrný věk při narození vzrostl mezi obdobími 1909–1912 a 1920–1922 o dalších přibližně 11 %, u mužů o trochu více než u žen.

Od roku 1920 Český statistický úřad konstruuje a publikuje souvislou řadu jednoletých úmrtnostních tabulek pro území dnešní České republiky (s výjimkou let 1938–1945). Během

třiceti let (1920–1950) se prodloužil ukazatel naděje dožití při narození o více než 15 let u mužů a 17 let u žen, tzn. přibližně o třetinu. Ke zlepšování úrovně úmrtnosti však nedocházelo plynule, neboť charakter úmrtnostních změn narušila hospodářská krize a následně opětovný válečný konflikt. Rekonstruovaná data z období Protektorátu Čechy a Morava sice nejsou příliš spolehlivá, přesto podle souhrnných dat o úmrtnosti na území celých Českých zemích vyplývá, že se úmrtnost během války zvýšila a že největší vzestup nastal až v roce 1944, kdy přímé následky války postihly i civilní obyvatelstvo (Kučera, 1994). Podle tabulek života publikovaných ČSÚ se mezi lety 1937–1945 snížila naděje dožití při narození o 5,6 roku u mužů a 1,6 roku u žen. Naopak k největším pozitivním změnám došlo ve dvou etapách a to v několika letech bezprostředně po ukončení obou světových válek (viz tab. 2).

Tab. 2 – Hodnoty naděje dožití při narození mužů a žen na území České republiky v letech 1920–1950

e_0	muži	ženy
1920	47,0	49,6
1925	53,3	56,4
1930	54,2	58,0
1937	56,7	60,6
1945	51,0	59,0
1950	62,3	67,0

Zdroj: ČSÚ, c).

V porovnání s jinými evropskými zeměmi mělo „...obyvatelstvo rakouských zemí trvale vysokou úmrtnost a nepříznivá úroveň specifických úmrtností se pochopitelně projevila také v Českých zemích...“ (Kučera, 1994, s. 29). Dostupná data za Švédsko, Francii, Itálii a Německo tuto skutečnost potvrzují (viz obr. 5 a 6). Přesto lze intenzitu úmrtnosti na území České republiky v první polovině 20. století řádově zařadit k úrovni v Německu či Itálii. V období kolem roku 1875 se muži v Německu dožívali průměrně 35,6 let, v Itálii 35,1 let, v Čechách a na Moravě pouze 33,3 let (u žen pak 38,5; 35,4 a 37 let). Naopak ve Francii a ve Švédsku panovaly v 19. století mnohem lepší úmrtnostní podmínky. Již kolem období 1820–1830 se průměrná délka života pohybovala v hodnotách 38–40 let u mužů a 40–44 let v případě žen (Talacko, 1941).

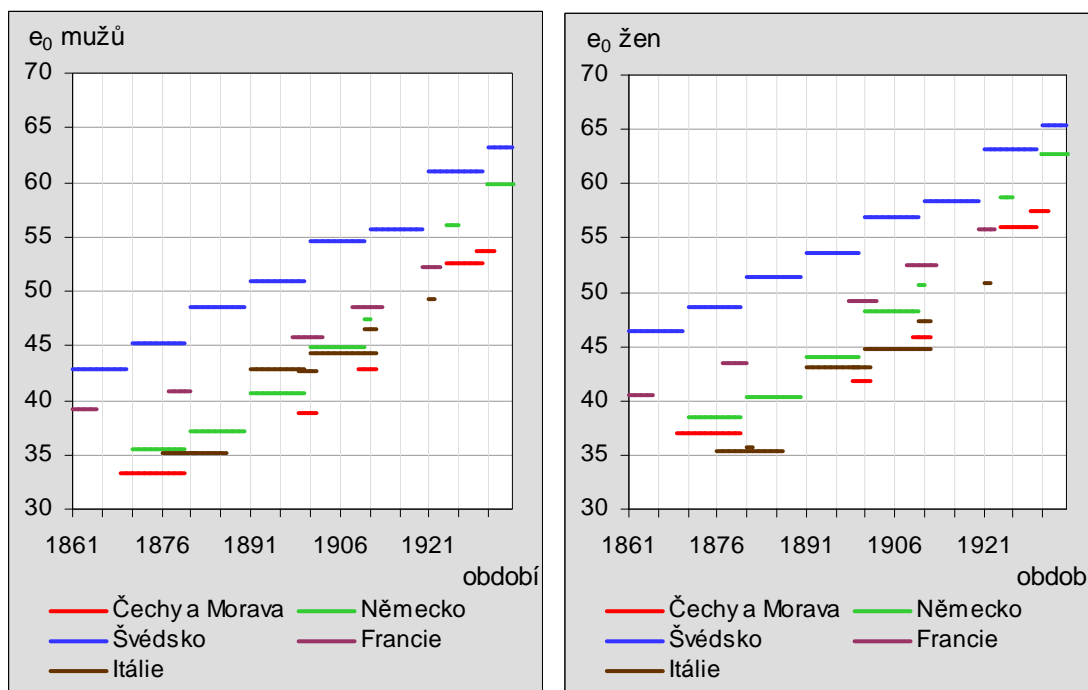
Během první poloviny 20. století, kdy ve všech státech probíhala či doznívala demografická revoluce, se úmrtnostní poměry velmi změnily. Přesto o Švédsku můžeme konstatovat, že si udrželo nižší hladinu úmrtnosti než jiné státy. Zatímco muži v České republice, Itálii a Francii měli naději dožití při narození v roce 1950 mezi 62 až 64 lety, ve Švédsku žili v průměru o pět let více⁹. V případě ženské populace lze Francii postavit s hodnotou naděje dožití při narození 69,2 let někde mezi úroveň Švédska (72,4 let) a úroveň Česka a Itálie (67–68 let). Naopak např. v Polsku či Maďarsku byla naděje dožití téměř o 3 až 4 roky nižší než v českých zemích, zhruba na úrovni Slovenska (62,6 let u žen a 59,1 u mužů).

Úmrtnost na území dnešní České republiky se tedy dlouhodobě spíše snižovala, avšak značně diferencovaně podle věku a pohlaví. Přestože začala výrazněji klesat již v 70. letech 19. století, řád vymírání české populace měl na přelomu 19. a 20. století stále ještě rysy

⁹ Údaje z roku 1950 pochází z Human Mortality Database. Za Německo jsou zde dostupná data až od roku 1956 a to odděleně za Západní a Východní Německo.

charakteristické pro země před začátkem demografické revoluce. Hlavní příčinou byla stále vysoká kojenecká úmrtnost (viz obr. 4). Po celé 19. století totiž platilo, že více než čtvrtina¹⁰ živě narozených dětí umírala do jednoho roku svého života, např. v letech 1869–1880 dosahovala kojenecká úmrtnost úrovně 282 ‰ u chlapců a 237 ‰ u dívek. V porovnání s Německem byla kojenecká úmrtnost v Českých zemích v této době přibližně o 10 % vyšší, v kontrastu se Švédskem dokonce dvojnásobná.

Obr. 5 a 6 – Hodnoty naděje dožití při narození u mužů a žen ve vybraných evropských státech v letech 1861–1935



Poznámky: e_0 – naděje dožití při narození.

Zdroj: Talacko, 1941. s. 46.

V posledních přibližně pěti letech zmíněného období se kojenecká úmrtnost začala dlouhodobě snižovat, což z velké části pozitivně ovlivnilo úroveň úmrtnosti v celé populaci. Jestliže na počátku minulého století umřelo během prvního roku života čtvrtina chlapců a pětina dívek, před vypuknutím 2. světové války to bylo jen 10,5 % chlapců a 8,6 % dívek. Pro širší orientaci je dobré podotknout, že Švédsko dosáhlo těchto hodnot již před koncem 19. století a Německo někdy na přelomu 20. a 30. let 20. století.

Do roku 1950 hodnota kojenecké úmrtnosti ještě dále poklesla přibližně o 35 %, a to i přes stagnaci či mírný nárůst během trvání Protektorátu (viz příloha 1). Přitom za celé období mezi úseky 1869–80 a 1950 se pravděpodobnost úmrtí během jednoho roku po narození (kú) snížila celkově o 75 %, podobně u obou pohlaví.

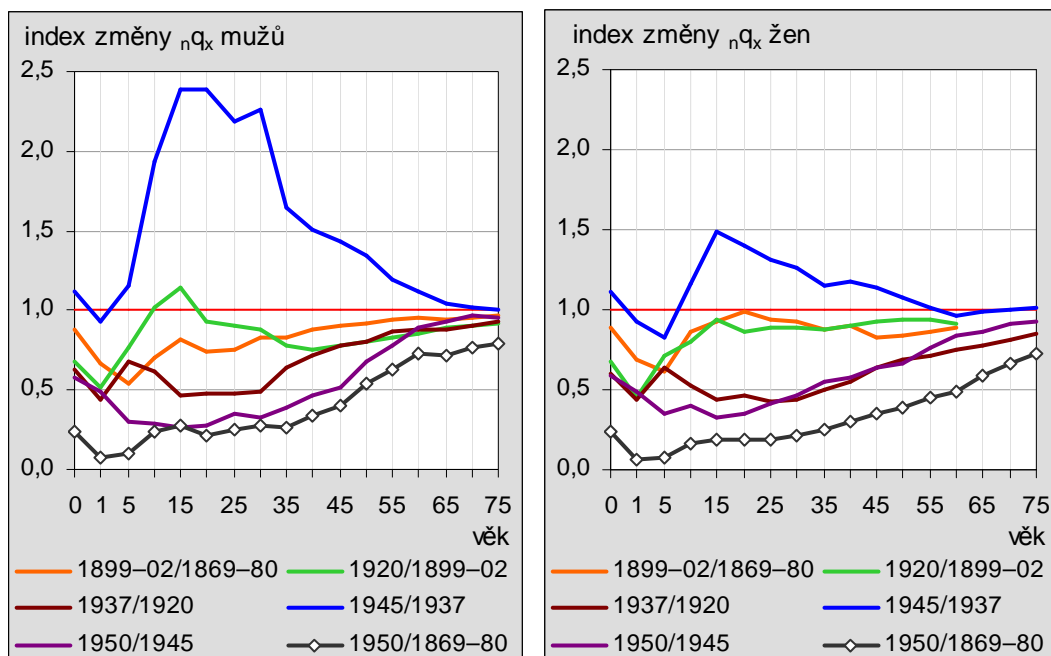
Ještě větší progresi hodnot ukazatele pravděpodobnosti úmrtí zaznamenaly věkové skupiny 1–4 a 5–10 let, tj. ${}_4q_1$ a ${}_5q_5$, když v roce 1950 nedosahovaly ani desetiny hodnot z let 1869–80. Právě úmrtnost těchto věkových skupin se začala výrazněji snižovat již v poslední čtvrtině 19.

¹⁰ Hodnoty kojenecké úmrtnosti vykazovaly velkou meziroční variabilitu; kolísaly v rozpětí 235 až 300 ‰ (ČSÚ, a).

století a až do 20. let 20. století měla spolu s kojeneckou úmrtností největší podíl na poklesu naděje dožití při narození. Pokrok v boji proti dětské úmrtnosti dokazuje fakt, že mezi lety 1869–80 a 1920 vzrostl podíl chlapců dožívajících se 15. narozenin o 19 %, v případě dívek o 18 % (na pravděpodobnost přežití 76 resp. 79 ze sta). Věk, kterého se nedožije čtvrtina populace vystoupal z průměrné hodnoty 0,9 roku na 18 let. Dětská úmrtnost se samozřejmě snižovala i nadále, avšak na přírůstek průměrné délky života v populaci již neměla tak jednostranně převažující vliv. V roce 1950 se ze sta živě narozených dětí dožívalo 91 chlapců a 93 dívek 15. narozenin.

V případě ostatních věkových skupin lze souhrnně konstatovat, že za etapu ohraničenou daty 1869–80 a 1950 se úmrtnost snížila ve všech bez výjimky a ve všech věkových skupinách byl její procentuální pokles vyšší u žen (viz obr. 7 a 8). Průběh těchto změn však nebyl v čase plynulý ani shodný u obou pohlaví.

Obr. 7 a 8– Index změny pravděpodobnosti úmrtí podle věku v české populaci mužů a žen v mezidobí 1869–80 a 1950



Zdroj: ČSÚ, c) ; Růžička, 1959; Srb, 2004; Talacko, 1941.

V poslední čtvrtině 19. století započalo snižování úmrtnosti ve věcích 10–44 let mnohem rychlejším tempem u mužů než v případě žen. Tento jev stojí za skutečností, že zatímco podle úmrtnostní tabulky z let 1869–80 měly dívky větší pravděpodobnost úmrtí než muži pouze ve věkové skupině 10–14 let, na přelomu století byla již ženská nadúmrtnost vysledována ve věkovém intervalu 5–34 let¹¹. Ještě v roce 1920 byla úmrtnost žen ve věku nejvyšší fertility (25 až 39 let) vyšší než u mužů, což zřejmě zapříčinilo vysoké riziko spojené s porodem a dalšími poporodními komplikacemi. Dlouhodobou nadúmrtnost žen ve věku 10–14 let, která vymizela až v meziválečných letech, „...nelze vysvětlit jinak než tím, že dívky v období dospívání měly horší životní podmínky oproti svým vrstevníkům...“ (Pikálek, 1997, s. 96).

¹¹ Výjimku tvořila věková skupina 20–24 let, v které byla mužská nadúmrtnost rovna hodnotě 1,05.

Pozitivní trend snižování intenzit úmrtnosti podle věku byl však přerušen válečnými lety. V průběhu 1. světové války se podíl zemřelých podle věku¹² pouze přesouval z nejmladších věkových skupin do věku nad 60 let, což bylo ovšem způsobeno nízkou porodností. K výraznějším změnám došlo v roce 1918, kdy „...nastal razantní nárůst počtu zemřelých hlavně ve věku 15–40 let. Byl to důsledek zejména chřipkové epidemie, jíž podléhali převážně lidé tohoto věku...“ (ČSÚ, b, s. 6). Nemoci epidemické a infekční byly toho roku příčinou téměř třetiny úmrtí, na rozdíl od 20 % v roce 1914.

Naopak období 2. světové války ovlivnilo úmrtnostní poměry na území České republiky poměrně výrazně avšak jen krátkodobě. Pravděpodobnost úmrtí se zvýšila téměř ve všech věkových skupinách. Až o dvojnásobek vzrostly kvocienty úmrtnosti v případě mužů ve věku 15–40 let¹³, u ženské části stejně staré populace se rizika úmrtí zvýšila o více než čtvrtinu. Životní situace v Protektorátu (např. zhoršení výživy převážné části nezemědělského obyvatelstva) zapříčinila růst úmrtnosti na infekční a parazitární nemoci, zvláště na tuberkulózu (Kučera, 1994).

V letech 1920–1937 a 1945–1950 se úmrtnost obyvatelstva Českých zemí plynule snižovala. V meziválečných letech zůstávala na nepříznivé úrovni jen kojenecká úmrtnost (i přes dlouhodobý klesající trend) a pak úmrtnost staršího obyvatelstva. „...K rychlejšímu poklesu úmrtnosti chyběly kromě zdravotnické koncepce především v období hospodářské krize také větší finanční prostředky pro státní zdravotní správu...“ (Kučera, 1994, s. 32). Po skončení 2. světové války patřilo tehdejší Československo k zemím s nejrychlejším poklesem úmrtnosti.

2.2 Vývoj naděje dožití v 2. polovině 20. století v pozadí politického, sociálního a hospodářského prostředí

Během období 1950–2005 vzrostla u mužů v České republice naděje dožití při narození o 17,1 % (z 61,96 na 72,59 let), v ženské populaci o 18,5 % (z 66,85 na 79,23 let). Vývoj úmrtnostních ukazatelů a tedy i úmrtnosti však neprobíhal v čase lineárně (viz obr. 9) ani shodně u obou pohlaví. Rozdíl v průměrné délce života mezi ženami a muži vystoupal k maximu v roce 1990 a to na hodnotu 7,83 let.

Úroveň a vývoj úmrtnosti obyvatelstva podávají svědectví o celkové výši lékařské a zdravotnické péče ve státě. Současně s tím však závisí i na skutečnosti, v jaké míře jsou takové služby přístupné nejširším vrstvám obyvatelstva, tzn. jaké politické zřízení v zemi panuje, či v jakém společenském prostředí lidé žijí.

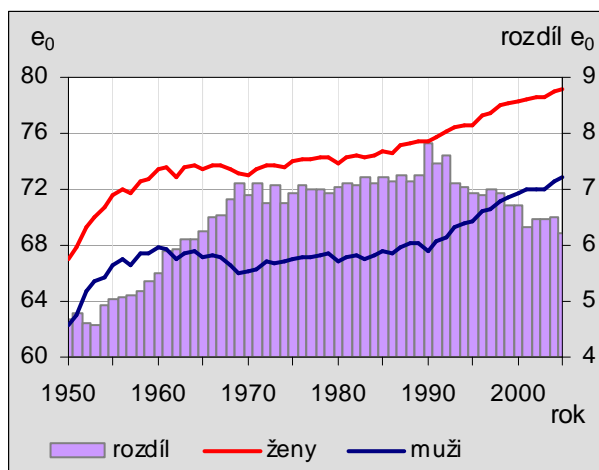
V prvních poválečných volbách v Československu zvítězila komunistická strana, která tak svým programem a orientací udala nový charakter republiky. Byl znárodněn velký průmysl, majetky Němců a kolaborantů, naopak v pohraničí se půda přidělovala dosídlencům. Vláda odmítla účast na Marshallově plánu a po demisích nekomunistických ministrů v únoru 1948 komunisté převzali veškerou státní moc. Tato událost na dlouhých čtyřicet let stanovila

¹² Z let 1914–1918 nejsou k dispozici data o struktuře obyvatel podle věku, proto není možno vypočítat specifické míry úmrtnosti (ČSÚ, b).

¹³ Pravděpodobnost úmrtí počítána pro pětileté věkové skupiny.

politickou i hospodářskou orientaci státu a ovlivnila celkovou společenskou situaci, tedy i demografický vývoj na území České republiky. Až koncem roku 1989 etapa komunistické hegemonie skončila a s novou demokratickou vládou přišly zásadní celospolečenské změny.

Obr. 9 – Naděje dožití při narození mužů a žen v České republice mezi lety 1950–2005 a jejich rozdíl



Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

„...Hospodářský vývoj probíhal v 50. letech z počátku zdánlivě úspěšně. Využívala se v minulosti vybudovaná a poměrně rozvinutá infrastruktura. Národní důchod rychle rostl, avšak hlavně díky přednostnímu rozvoji těžkého průmyslu nikoli spotřebního. Ekonomika se soustředila na export do Sovětského svazu. (...) Případný růst lehkého průmyslu a zemědělství velmi oslabil kolektivizace a znárodnování podniků, neboť došlo k úplnému zespolečenštění výroby a služeb...“ (Kučera, 1994). Vytvořil se systém centrálně plánované ekonomiky podle modelu Sovětského svazu. Toto málo úspěšné dlouhodobé plánování, direktivní řízení, technické zaostávání, tržní závislost na Sovětském svazu atd. však způsobily ekonomickou stagnaci.

Celý politický systém se tak dostal v 60. letech do krize, avšak plánovaná reforma byla zlikvidována násilným vojenským obsazením. Vstup vojsk vedl k vlně emigrace převážně mladých vzdělaných lidí, kteří stále častěji opouštěli zemi z ekonomických důvodů. Při trvajícím vojenské okupaci a s novým vedením komunistické strany začalo období tzv. normalizace, které opět neefektivní ekonomikou brzdilo jakékoli změny a inovace. Hospodářství stagnovalo a bylo jedním z hnacích motorů pro zvrát v roce 1989.

Životní úroveň se během nadvlády komunistické strany téměř neměnila. V roce 1953 došlo ke zrušení přidělového systému a v důsledku měnové reformy byly zlikvidovány úspory obyvatelstva. Průměrné mzdy i důchody rostly velmi pomalu, avšak ceny potravin se udržovaly díky státním dotacím na nízké úrovni, což spolu s plnou zaměstnaností vytvářelo silné sociální jistoty. Zdravotní stav obyvatelstva byl trvale nedobrá, a to především vlivem nevhodného způsobu života. Přispívalo k tomu i zhoršující se životní prostředí a zaostávání zdravotnictví po technické i etické stránce (Kučera, 1994).

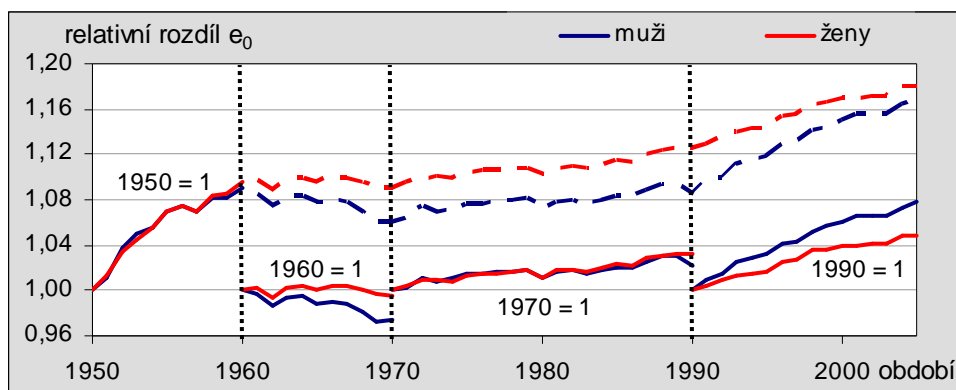
Na přelomu let 1989 a 1990 došlo v České republice k zásadním politickým, ekonomickým, sociálním i individuálním změnám. Začalo období transformace technicky zaostalého a neefektivního plánovaného hospodářství na technologicky vyspělejší, inovační, úspornou, ale

kvalitní ekonomiku schopnou konkurence na zahraničních trzích. Na počátku 90. let to byly spíše jen snahy, ale s otevřením vstupu zahraničních investic se hospodářská přeměna plně rozvinula. Demonopolizaci a modernizaci se nevyhnuo ani zdravotnictví, které díky zvýšení objemu prostředků rozšířilo nabídku a všeobecnou dosažitelnost kvalitnější zdravotní péče, myšleno jak nejmodernějších přístrojů a postupů, tak kvalitních léků.

Liberalismus, nové demokratické volby a s nimi i nové politické vedení přinesly široké spektrum možností pro seberealizaci, individualismus a vlastní myšlení. Lidé si začali uvědomovat, také díky působení zdravotnické osvěty, důležitost a prospěšnost péče o vlastní zdraví. Měnily se návyky životního stylu populace, které spolu s širší nabídkou a dostupností kvalitních potravin a s pomalým zlepšováním parametrů kvality životního prostředí pozitivně ovlivňovaly zdravotní stav populace (Burcin, Kučera, 2002).

Podle vývoje úmrtnosti lze 2. polovinu 20. století rozdělit na čtyři období. První etapu tvoří 50. léta, během nichž průměrná délka života rostla plynule a podobně u mužů i žen (viz obr. 10). Ukazatel naděje dožití při narození vzrostl o 9 % u mužů (z 62,3 let na 67,9 let) a 9,6 % u žen (původně 67 let, v roce 1960 73,4 let). Velký podíl na těchto změnách mělo snižování kojenecké úmrtnosti a to hlavně díky odborně organizované zdravotní péči o děti. V tomto období patřilo tehdejší Československo k zemím s nejrychlejším poklesem úmrtnosti v Evropě, když v roce 1960 dosáhlo úrovně naděje dožití na desáté místo v Evropě (Kučera, 1994).

Obr. 10 – Relativní vývoj naděje dožití při narození u mužů a žen v České republice v letech 1950–2005.



Poznámky: 1950=1...naděje dožití v daném roce je dělena nadějí dožití v roce 1950; obdobně 1960=1...naděje dožití v letech 1960–1970 je vztažena k naději dožití v roce 1960; 1970=1...naděje dožití v letech 1970–1990 je vztažena k naději dožití v roce 1970; 1990=1...naděje dožití v letech 1990–2005 je vztažena k naději dožití v roce 1990.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Kolem roku 1960 se příznivý pokles úmrtnosti zastavil, nejspíše proto, že byl vyčerpán efekt ještě za války připravené koncepce zdravotní péče. Období 1960–1970 tak charakterizuje stagnace celkové úmrtnosti žen a dokonce pokles úmrtnosti mužů na minimální hodnotu naděje dožití v roce 1969 (a to na 66,1 let). Vláda odůvodňovala tento stav dlouhodobými následky války a generačním zatížením zdravotního stavu, nesnažila se tedy o jakékoli zásahy do zdravotnické péče. Obecně panovala „...představa, že zdarma poskytovaná zdravotní péče je na dobré úrovni a že sociální problémy, včetně podmínek zdravotního stavu, se budou postupně snižovat až zaniknou...“ (Kučera, 1994, s. 129).

Tímto vývojem se Česko řadí k východním socialistickým zemím (Maďarsko, Slovensko, Bulharsko, Polsko), v kterých úmrtnost od 60. let (v Polsku a NDR až od 80. let) stagnovala nebo poklesla u mužů či mírně rostla v případě žen. Protipólem této skupiny zemí se staly státy západní Evropy, kde se naděje dožití při narození nepřetržitě zvyšovala u obou pohlaví.

Jelikož byla stagnace úmrtnosti přehlížena a zastírána, organizace zdravotní péče se nerozvíjela, technické vybavení zdravotnického zařízení zaostávalo a kapacitně nedostačovalo a novější zahraniční poznatky nebylo možné při léčbě aplikovat. Zlepšení úmrtnosti utlumovalo také stále se zhoršující životní prostředí, které bylo zatěžováno zcela neekologickým rozvojem těžkého průmyslu a rostoucími emisemi. I růst životní úrovně se zaměřoval převážně na hmotnou osobní spotřebu potravin, což vedlo k nezdravému způsobu života – nadměrnému konzumu potravin, kouření a alkoholismu. Tento negativní vývoj se stále více zesiloval v normalizačním období.

V letech 1970–1990 ukazatel naděje dožití při narození u mužů i žen sice plynule rostl, ale jen pomalu. V roce 1990 se zastavil ukazatel e_0 na hodnotách 67,6 let v případě mužů a 75,4 let u žen, což představuje přibližně 3 až 4 % nárůst za celou dvacetiletou etapu. Tato úroveň úmrtnosti, zvláště v případě mužů, řadila Českou republiku na jedno z posledních míst v Evropě. Na počátku 90. let se střední délka života při narození (počítána pro obě pohlaví dohromady) pohybovala na úrovni kolem 77 let ve Švédsku, Nizozemí, Norsku, Švýcarsku, Francii či Itálii, něco nižších pak ve Spojeném království, Rakousku a NDR (75,8 let).

Poslední etapu vývoje celkové úmrtnosti v druhé polovině 20. století uzavírá období mezi lety 1990 a 2005.¹⁴ Ukazatel průměrné délky života se v tomto mezidobí prodloužil každý rok o 0,5 % u mužů a 0,32 % u žen, celkově se tedy zvýšil o 5,3 roky u mužů a 3,7 roků v případě žen. Díky těmto postupným změnám se Česká republika začala přibližovat úrovni úmrtnosti ve vyspělých zemích. Proces vyrovnávání bude pravděpodobně probíhat ještě řadu let, neboť stále existují poměrně značné rezervy pro možné snížení úmrtnostních ukazatelů.

2.3 Diferenciace vývoje úmrtnosti v letech 1950–2005 podle věku a pohlaví

Vývoj úrovně naděje dožití při narození neukazuje, jak se intenzita úmrtnosti měnila v čase s věkem. Tuto mezeru lze částečně zaplnit porovnáním změn hodnot naděje dožití v určitém věku x . Zmíněný ukazatel totiž představuje průměrný počet let, které by zbývali prožít osobě právě x -leté za předpokladu konstantní úrovně úmrtnosti. Zahrnuje v sobě tedy úmrtnostní poměry z věkového intervalu $\langle x; \omega \rangle$.

V souhrnu se největší relativní změny během let 1950 až 2005 uskutečnily u naděje dožití v nejvyšších věcích, ve věku 75 let se tento ukazatel u žen prodloužil o téměř 37 % a u mužů o 20 % (ve věku 60 let pak o 29 % a 19 %). Z obrázků 11 a 12 však plyne, že vývoj naděje dožití podle věku (e_x) byl velmi heterogenní jak z hlediska pohlaví, tak podle věku a času.

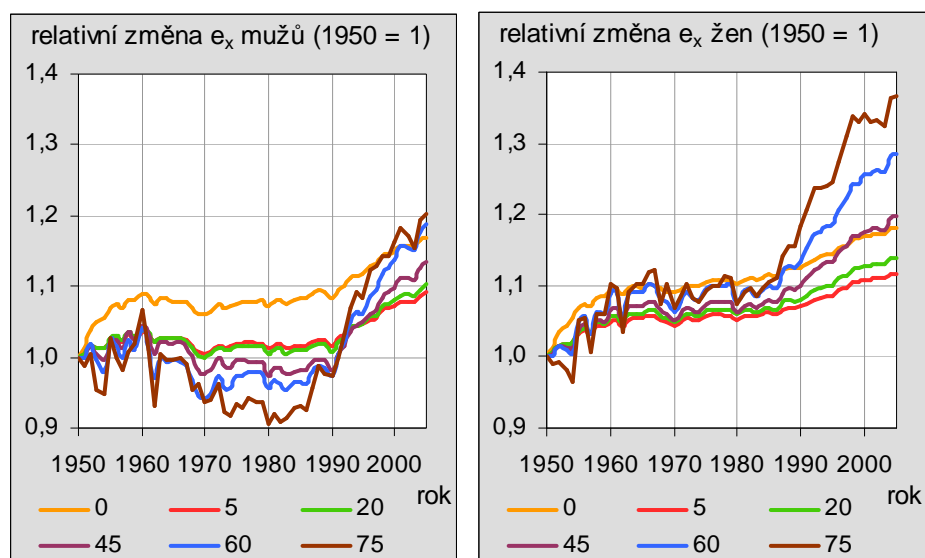
Z časového pohledu lze opět vyčlenit dvě období, kdy se ukazatel e_x zvyšoval u mužů i žen ve všech vybraných věcích. Jedná se o 50. léta, během kterých vzrostla naděje dožití v přesném

¹⁴ Podle některých autorů je možno za zlom považovat rok 1987 (Burcin, Kučera, 2002).

věku 0, 5, 20, 45, 60 a 75 o 3 až 10 %, u žen více než u mužů, a o období transformace po roce 1990. Právě v průběhu posledních 15 let došlo k zásadním změnám v úmrtnosti staršího obyvatelstva, když se naděje dožití pro věky 45, 60 a 75 let zvýšila minimálně o 10 % u žen a o 15 % u mužů. V případě mužské populace se jednalo o snahu dohnat zameškaný vývoj, neboť ještě v roce 1990 byla naděje dožití ve věcích 45, 60 a 75 let nižší než její hodnoty v roce 1950.

Zcela kontrastní byl vývoj úmrtnosti mezi lety 1960 a 1990. U mužů v tomto období klesl ukazatel naděje dožití pro všechny věky pod úroveň roku 1960, pro věky 45, 60 a 75 dokonce pod hodnoty z roku 1950 (tzn. zpět o 6 až 9 %). V případě žen došlo ke stagnaci naděje dožití podle věku, neboť mezi lety 1960 a 1985 se nejvíce prodloužila naděje dožití při narození a to o pouhé 2 %.

Obr. 11 a 12 – Relativní změna naděje dožití podle věku u mužů a žen v České republice od roku 1950 do roku 2005.



Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

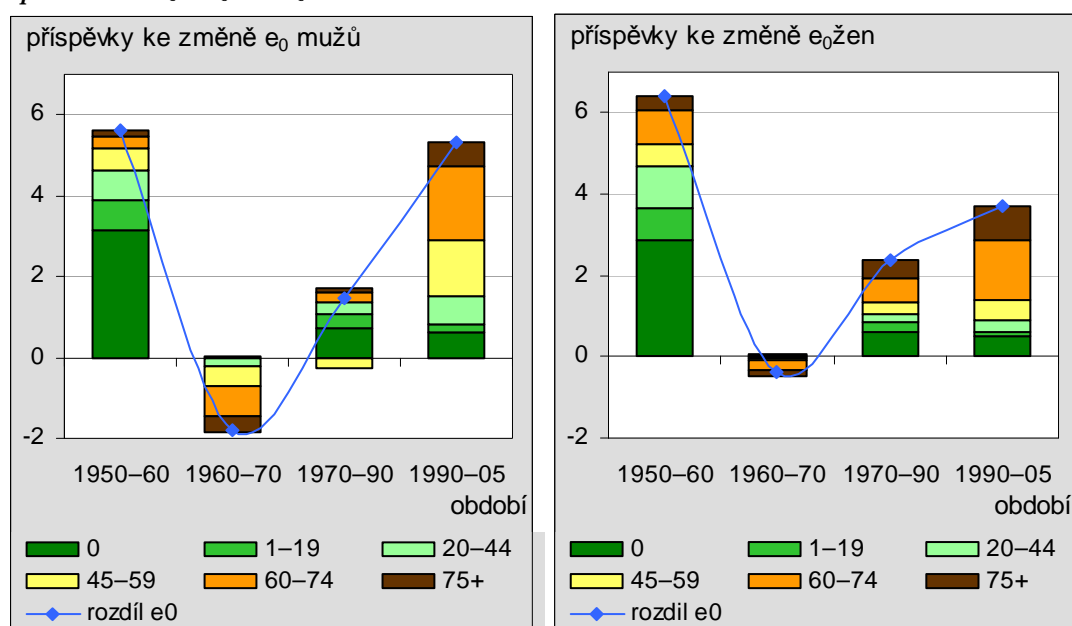
Další, mnohem dokonalejší a účinnější, metodou pro vystižení změn úmrtnosti v jednotlivých věkových skupinách se jeví dekompoziční analýza (viz metodologická část). Ta se snaží vyčíslit vliv vybraných věkových skupin na změnu celkové naděje dožití při narození.

Již zmíněný progres celkové intenzity úmrtnosti (ukazatel e_0) neproběhl v jednotlivých věkových skupinách stejně. K nejvýznamnějším změnám, které se v druhé polovině 20. století odehrály, lze zařadit nepřetržitý pokles úrovně úmrtnosti v průběhu prvního roku života. Právě zlepšení kojenecké úmrtnosti přispělo k celkovému prodloužení naděje dožití při narození mezi lety 1950–2005 o více než třetinu u žen a téměř o 45 % u mužů. Postupným soustředěním převážné většiny porodů do ústavů, rozšiřováním prenatální péče i informovanosti se podařilo snížit kojeneckou úmrtnost z hodnoty 68 ‰ u mužů a 57 ‰ u žen v roce 1950 na téměř minimální úroveň, jíž dosahují jen nejvyspělejší státy, a to na 3 až 4 ‰ v roce 2005. Tento vývoj odpovídá v průměru maximálnímu možnému zlepšení kojenecké úmrtnosti (ukazatel ARC viz vzorec 14) každým rokem o 5 % u mužů a 5,3 % u žen (viz příloha 2). Více než 70 %

tohoto poklesu se však uskutečnilo během let 1950 a 1960¹⁵. Díky tomuto progresu v kojenecké úmrtnosti se průměrný věk při narození prodloužil během 50. let o 2,9 let u žen a o 3,2 roky u mužů. Zatímco během 60. let úmrtnost v prvním roce života stagnovala, v letech 1970 až 1990 klesala průměrně o 3 % ročně, po roce 1990 dokonce ještě rychleji, 7% možným ročním tempem (viz příloha 2).

Poměrně příznivě se během celého období snižovala také dětská úmrtnost (ohraničená věkem 1 až 20 let). Pravděpodobnost přežití mezi věky 1 až 20 let se sice zvýšila jen o 2,5 %, ale jelikož úmrtnost v této věkové skupině dosahuje nízkých hodnot (v roce 2005 ${}_{19q1} = 0,5 \%$), tak i tento pokrok je dosti výrazný. Průměrné možné roční tempo růstu v této věkové skupině odpovídalo hodnotě (${}_i\text{ARC}_x$) 3,5–4 %. Přitom nejintenzivnější změny v této věkové skupině se opět uskutečnily v 50. letech, kdy zlepšení úmrtnosti mezi věky 1 až 19 let přispělo k celkovému prodloužení naděje dožití při narození o 12–13 % (tj. přibližně o 0,75 let). stalo se tak hlavně rozšířením povinného očkování a zintenzivnění preventivní péče. Do roku 2005 se pak díky této věkové skupině prodloužila naděje dožití při narození o dalších 0,35 let u žen a 0,6 roků u mužů. Právě vývoj kojenecké a dětské úmrtnosti přispíval po celé 55leté období ke snižování rozdílu v naději dožití mezi ženami a muži (viz obr. 15).

Obr. 13 a 14 – Příspěvky vybraných věkových skupin na změnu naděje dožití při narození v České republice u mužů a žen mezi dvěma obdobími



Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

I úmrtnost v dalších věkových skupinách v 50. letech klesala. U žen lze zdůraznit pozitivní vývoj ve věkovém intervalu 20–44 let, kde se úmrtnost snížila o 53 % ze 100 procent možných. Hlavní podíl na tomto pokroku měla především větší informovanost a lepší péče o matky v průběhu těhotenství a porodu.

Zcela opačný trend vývoje úmrtnosti osob starších 20 let probíhal mezi lety 1960 a 1970. U žen došlo v této etapě ke stagnaci úmrtnostních ukazatelů ve všech zjišťovaných věkových

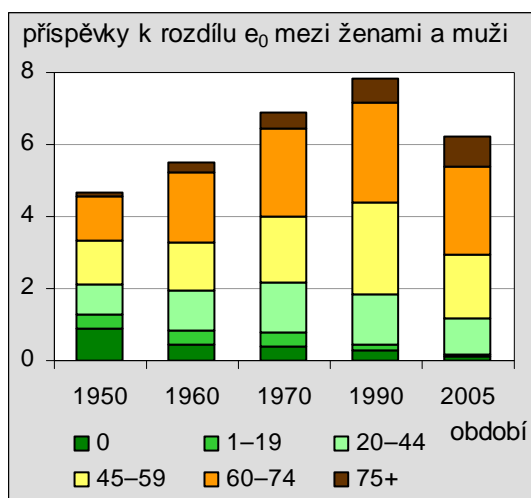
¹⁵ K poklesu kojenecké úmrtnosti ovšem přispěly i změny definice živě narozeného dítěte, kterými docházelo v letech 1953–1964 k nadlepšování ukazatelů (Kučera, 1994).

skupinách, když se naděje dožití snížila o 0,4 roky. Největší vliv na tuto skutečnost měly nejstarší věkové skupiny (60 let a více). V případě mužů se střední délka života v 60. letech zkrátila téměř o 1,8 let vlivem všech věkových skupin starších 20 let. Nejvíce negativní změny se odehrály ve věkových intervalech 45–59 let a 60–74 let, v kterých se pravděpodobnost úmrtí během 10 let zvýšila o 15 %. Tento jev bývá spojován se zhoršujícím se životním prostředím v České republice v této době. Podle podrobnějších analýz však spolu s ekologickým zatížením okolního prostředí působila na úroveň úmrtnosti i specifická skladba obyvatelstva (úroveň vzdělání, zaměstnání apod.). Spolu s celospolečenskou stagnací se ve státě navíc pomíjely potřeby rozšiřování a inovace zdravotní péče a nedostatečně se vychovávalo k péči o vlastní zdraví. „...Od konce 60. let demografové upozorňovali na závažnost vysoké úmrtnosti, avšak místo obecného zlepšování podmínek zdravotní péče se vytvářela síť přednostně vybavovaných zařízení pro privilegované skupiny obyvatelstva...“ (Kučera, 1994, s. 130).

Zhoršení zdravotního stavu mužů a tím zvýšení jejich úmrtnosti se projevovalo v trvalém vzestupu nadúmrtnosti mužů. V roce 1950 žádná věková skupina mužů nedosahovala dvojnásobných hodnot pravděpodobnosti úmrtí žen, v roce 1960 se této hranici začali přibližovat muži ve věkovém intervalu 20–44 let. I ve vyspělých zemích se v mladém věku (přibližně 15–35 let) udržuje nadúmrtnost mužů na nejvyšších hodnotách a je způsobena hlavně vyšší úmrtností mužů na vnější příčiny smrti (viz obr. 15).

V České republice se však více než dvojnásobná nadúmrtnost mužů objevovala od roku 1970 až po současnost v mnohem širším věkovém rozpětí, od 20 do 59 let, a podílely se na něm také nemoci kardiovaskulárního systému. V letech 1970–1990 totiž naděje dožití u mužů sice vzrostla, ale ještě v roce 1990 nepřesáhla hodnoty z roku 1960, což znamená, že k pokrokům docházelo velmi pomalu. Ve věkové skupině 45–59 let se pravděpodobnost úmrtí dokonce znovu zvýšila o dalších 7,5 %. U žen se úmrtnost v tomto období zlepšovala také pozvolna ale ve všech věkových skupinách rychleji než u mužů (viz. příloha 2). Zatímco u mužů se díky věkovým skupinám nad 20 let střední délka života prodloužila o 0,4 roků, v případě žen pak o téměř 1,6 let.

Obr. 15 – Příspěvky vybraných věkových skupin na rozdíl naděje dožití při narození mezi ženami a muži v České republice ve vybraných letech



Od roku 1990 se úmrtnost u obou pohlaví začala opět snižovat tempem podobným jako v 50. letech, nyní však hlavně ve vyšších věkových skupinách, nejvíce u žen od věku 60 let, u mužů od 45 let (o 2 % a více ročně z možných 100). Rychlý pokles úmrtnosti mužů ve věkovém rozpětí 20–74 let, v kterém se pravděpodobnost úmrtí snížila o více než 30 % a naděje dožití se díky nim zvýšila o 3,9 let, eliminoval rozdíly v úmrtnosti mezi ženami a muži. Přesto v roce 2005 dosahoval rozdíl v naději dožití mezi ženami a muži hodnot vyšších než 6 let.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Kapitola 3

Transverzální a generační úmrtnostní tabulky pro Českou republiku v letech 1950–2005

Transverzální neboli okamžikové tabulky života jsou hojně užívaným prostředkem pro vystižení řádu vymírání v populaci. Příkladem pro jejich analýzu může být i kapitola 2, která se pokoušela na sadě úmrtnostních tabulek pro Českou republiku za roky 1950–2005 (vypočítanou ČSÚ viz ČSÚ, d) popsat dílčí změny v úmrtnosti obyvatelstva. Pokud však jedním z cílů této práce má být odhalení generačních aspektů úmrtnosti populace, je nezbytné pokusit se zkonstruovat generační tabulku života, jež by vystihla řád vymírání dané populace. Jelikož jsou na Human Mortality Database k dispozici vyrovnané (viz 1.3 Data) míry úmrtnosti u_x podle věku a generace vypočítané na základě I. hlavního souboru (pro generace 1871 až 1974) a podobně získané míry úmrtnosti podle věku a období z III. hlavního souboru (pro období 1950–2004), lze zkonstruovat tabulky úmrtnosti transverzálně i generačně tak, aby byly navzájem srovnatelné¹⁶.

Velkým omezením při konstrukci generačních dekrementních tabulek však bývá omezený počet údajů, které jsou o daných generacích dostupné. V případě České republiky existují sice data pro generace narozené v letech 1871 až 1974, avšak maximální počet údajů pro jednu generaci dosahuje čísla 56. Tato skutečnost znamená, že pro komparativní analýzu transverzálních a generačních tabulek života je nezbytné zvolit jen některé věkové skupiny, pro které se vypočítají pouze intervalové úmrtnostní tabulky.

Po zvážení jednotlivých komponent – rozsahu stupních údajů, metodiky a cílů analýzy – bylo rozhodnuto, že věkový interval bude rozdělen pravidelně na tři skupiny 0–29 let, 30–59 let a 60–89 let a že pro transverzální úmrtnostní tabulky budou použity pouze data za roky 1950, 1974 a 2004. Adekvátně k těmto parametrům byla konstrukce generačních intervalových úmrtnostních tabulek provedena u generací 1890, 1914, 1920, 1944, 1950 a 1974. Hlavním důvodem se stala snaha zachytit rozdíly úmrtnosti mezi generacemi a obdobími i navzájem mezi generacemi. Tudíž existovala snaha dosáhnout, aby od sebe generace byly maximálně možně vzdáleny a aby pro celou věkovou skupinu existovaly také transverzální data. Např. pro generaci 1950 jsou k dispozici míry úmrtnosti do věku 54 let, pro generaci 1974 pouze do věku 30 let.

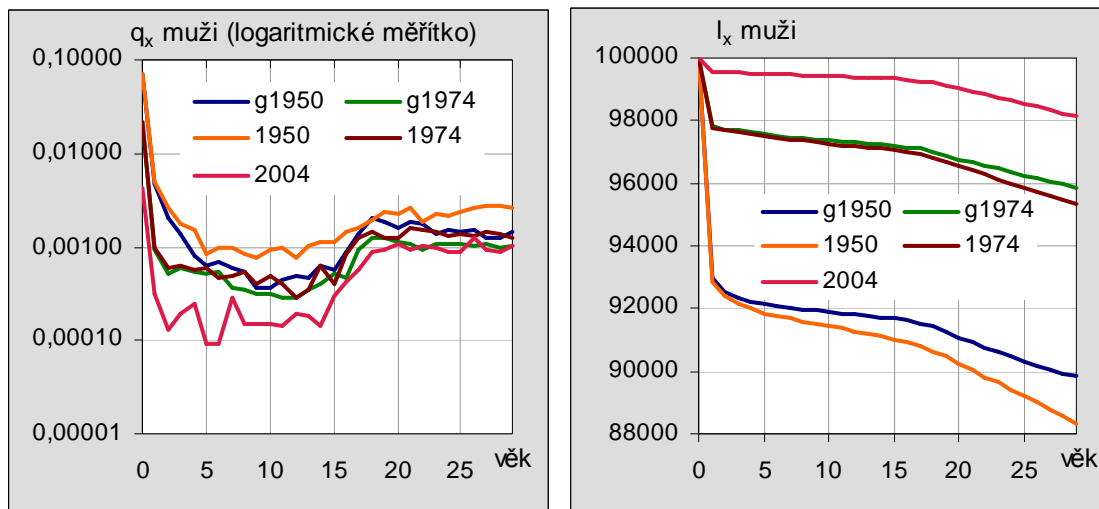
¹⁶ Konstrukce tabulek života proběhla podle metodiky v kapitole 1.

3.1 Věková skupina 0–29 let

Pro věkovou skupinu 0–29 let byly zkonstruovány intervalové úmrtnostní tabulky za generace 1950 a 1974 a pro roky 1950, 1974 a 2004. Vstupními daty se tedy stala sada pravděpodobností úmrtí podle pohlaví a věku pro dané generace či období, znázorněné na obrázcích 16 a 18. U mužů i žen lze vysledovat růst rozdílu pravděpodobnosti úmrtí mezi generací 1950 a rokem 1950 zvláště do 10–12 let a méně též od 22 let. Mezi těmito věky se generační pravděpodobnost úmrtí žen nezlepšovala, v případě mužů se dokonce přiblížila transverzálním hodnotám z roku 1950. Hlavní aspekt tohoto faktu lze vysledovat ve vývoji úmrtnosti. Úmrtnost v prvním roce života byla pro generaci narozenou v roce 1950 samozřejmě téměř totožná jako transverzální kojenecká úmrtnost v roce 1950, avšak v průběhu 50. let probíhající snižování dětské úmrtnosti zvyšovalo rozdílnosti mezi generací 1950 a obdobím 1950. Z narozených v roce 1950 se desátých narozenin (tj. přibližně roku 1960) dožilo o 444 mužů a o 341 žen více (ze 100 000) než podle úmrtnostních poměrů v roce 1950.

Po roce 1960 však úmrtnost mladých žen stagnovala a u mužů se dokonce zvýšila, což se zrcadlově odrazilo ve stagnaci a snížení rozdílu mezi úmrtností generace 1950 a transverzální fiktivní populace v roce 1950. Až v průběhu 70. let se opět úmrtnost generace 1950 (tehdy ve věku 20 a více let) začala pozitivně odlišovat od úmrtnosti v roce 1950.

Obr. 16 a 17 – Pravděpodobnost úmrtí mužů podle věku a počet dožívajících se mužů přesného věku v České republice ve věku 0–29 let



Poznámky: g1950, g1974...značí generace 1950 a 1974.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Kumulované rozdíly kohortní a okamžikové úmrtnosti během prvních 30 let života zobrazuje průběh křivky počtu dožívajících se přesného věku, l_x . Podle transverzální úmrtnosti v roce 1950 prožilo 30. narozeniny 90,8 % žen a 88,1 % mužů. Ve skutečnosti se však ze 100 000 mužů narozených v roce 1950 dožilo přesného věku 30 let 89 707 mužů, podobně ze 100 000 žen pak 92 570. Tento rozdíl mezi křivkami l_x generace 1950 a období 1950 se s věkem zvyšoval celkem plynule.

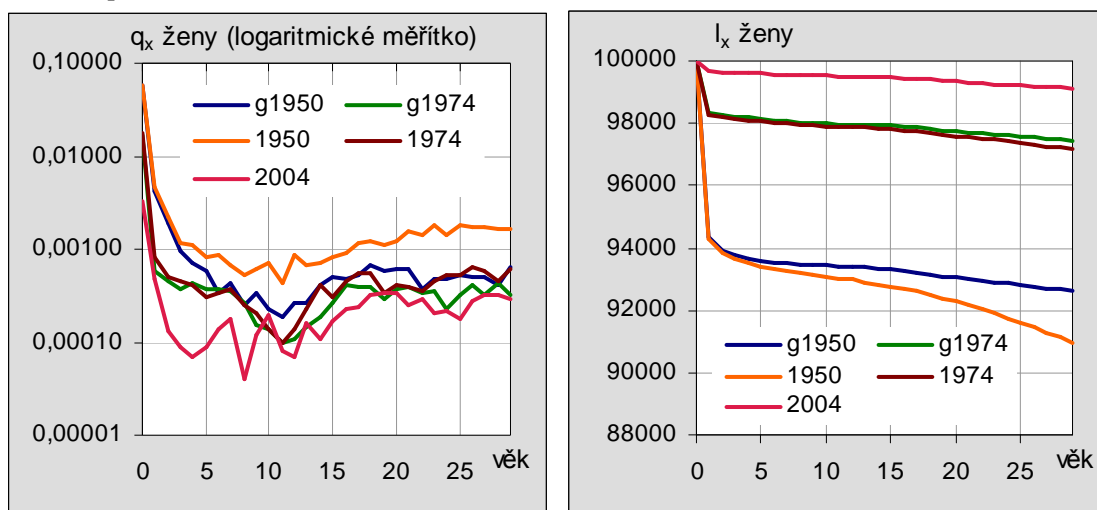
Intervalová střední délka života mužů mezi věky 0–30 let nabývala v roce 1950 úrovně 27,2 let (27,8 u žen), tentýž ukazatel z generačního pohledu dosáhl hodnot o 0,21 let delších (resp.

o 0,19 v případě žen). Přitom u obou pohlaví se na tomto rozdílu podíly téměř všechny věkové skupiny, nejvíce (tj. 40ti % u mužů a 35 % u žen) však věkové intervaly 1–4 a 10–14 let. (viz příloha 4).

U generace 1974 a období 1974 dosáhl rozdíl intervalové střední délky života ještě nižších hodnot, téměř zanedbatelných (0,06 let u mužů a 0,04 let u žen). Důvodů pro tuto malou variabilitu může být více. Nejprve je však třeba podotknout, že i takto malý rozdíl činí 6% možný nárůst intervalové střední délky života (viz tab. 3), neboť ta se pohybuje v již dosti vysokých hodnotách (nad 29 let).

Křivky pravděpodobnosti úmrtí podle věku počítány pro generaci 1974 a pro rok 1974 se jeví velmi podobné. Tento fakt by bylo možné odůvodnit dosažením nízkých hodnot úmrtnosti ve věkovém rozpětí 0–29 let, které se v čase snižují jen velmi pomalu. S přihlédnutím na úmrtnostní situaci v roce 2004 však musí být toto konstatování opraveno, neboť mezi roky 1974 a 2004 se pravděpodobnost úmrtí mužů i žen do věku 10 až 15 let viditelně snížila (viz obr. 16 a 18). Tyto změny v úmrtnostních podmínkách však nezasáhly generaci narozenou v roce 1974, jelikož se uskutečnily až po roce 1989. Naopak úmrtnost ve věku 15 až 29 let se snížila mezi lety 1989 až 2004 jen málo, což znamená, že generace 1974 se křivkou pravděpodobnosti úmrtí výrazněji neliší od té v roce 1974.

Obr. 18 a 19 – Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku a počet dožívajících se žen přesného věku v České republice ve věku 0–29 let



Poznámky: g1950, g1974...značí generace 1950 a 1974.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Tuto skutečnost potvrzuje i počet dožívajících se přesného věku 30 let. V případě fiktivní kohorty sestavené podle úmrtnostních poměrů v roce 1974 se tento ukazatel rovnal hodnotě 95 218 mužů a 97 108 žen (ze 100 000), generace narozená v roce 1974 však ve skutečnosti měla pravděpodobnost dožít se přesného věku 30 let vyšší a to o 0,5 % u mužů a 0,3 % u žen.

Vzájemnou komparaci generační úmrtnosti lze zjistit, že pravděpodobnost přežití mezi věky 0 až 30 pro generaci 1974 dosahuje o 5 až 6 % vyšší hodnoty než u generace 1950. Přitom více než 85 % této změny se uskutečnilo zásluhou snížení kojenecké a dětské úmrtnosti. Podle zmíněných faktů nelze očekávat, že by se intervalová generační naděje dožití (např. pro generaci 2004) ještě výrazněji zvýšila a tím se odlišila od situace v roce 2004. Tato úvaha

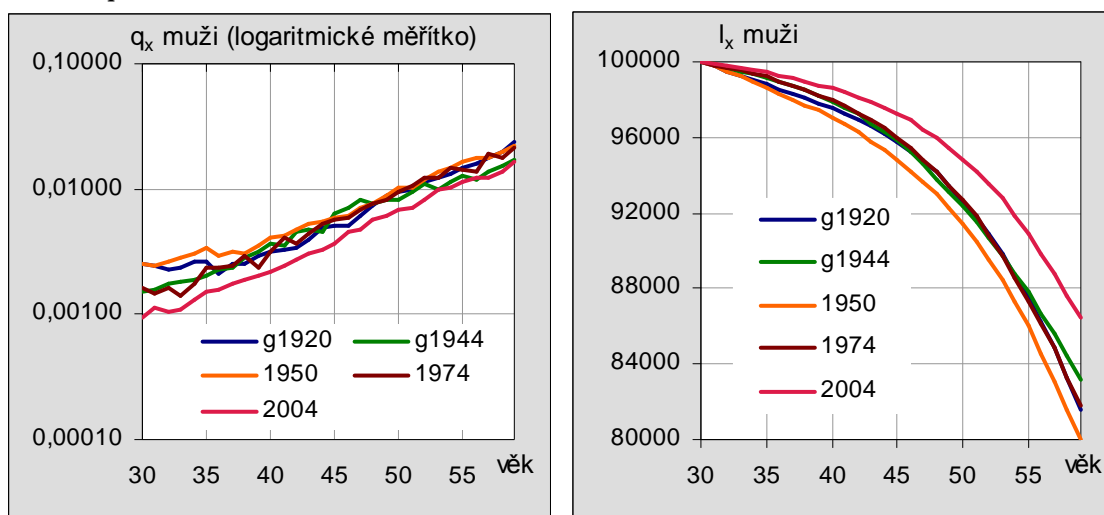
samozřejmě platí pouze za předpokladu vyloučení výjimečných událostí, které by mohly v budoucnu zásadně ovlivnit, jak pozitivně tak negativně, vývoj úmrtnosti v této věkové skupině.

3.2 Věková skupina 30–59 let

Situace ve středním věku (myšleno věkový interval 30 až 59 let) je již trochu komplikovanější. Existují zde totiž větší rozdíly mezi ženami a muži nejen z důvodu mužské nadúmrtnosti, navíc tyto věkové skupiny byly v letech 1960–1990 zatíženy stagnací či dokonce poklesem úmrtnosti, což se mohlo více odrazit v kumulovaných generačních ukazatelích.

V roce 1950 by podle transverzálních úmrtnostních tabulek měla (za předpokladu neměnnosti úrovně úmrtnosti) populace prožít ve věkovém intervalu 30–59 let průměrně 27,88 let (resp. 28,30 let u žen). Generace mužů a žen narozených v roce 1920, dožívajících se tedy v roce 1950 přesného věku 30 let, však ve skutečnosti prožila v tomto věkové rozpětí o 0,26 let (resp. 0,42 let) více. Největší podíl na tomto rozdílu činily věkové skupiny ve stáří 35–49 let (viz příloha 3 a 4). Ve přesném věku 35 let se lišil počet dožívajících se osob mezi generací 1920 a obdobím 1950 o pouhých 125 mužů a 161 žen, ve věku 50 let již tento rozdíl odpovídal hodnotám 1203 mužů a 1939 žen. Největší zásluhu na tomto jevu mělo opět zlepšení úmrtnosti v 50. letech a to hlavně u žen. Úmrtnost žen generace 1920 tehdy klesala tak rychle, že pravděpodobnost úmrtí s věkem v čase stagnovala (viz obr. 22).

Obr. 20 a 21 – Pravděpodobnost úmrtí mužů podle věku a počet dožívajících se mužů přesného věku v České republice ve věku 30–59 let



Poznámky: g1920, g1944...značí generace 1920 a 1944.

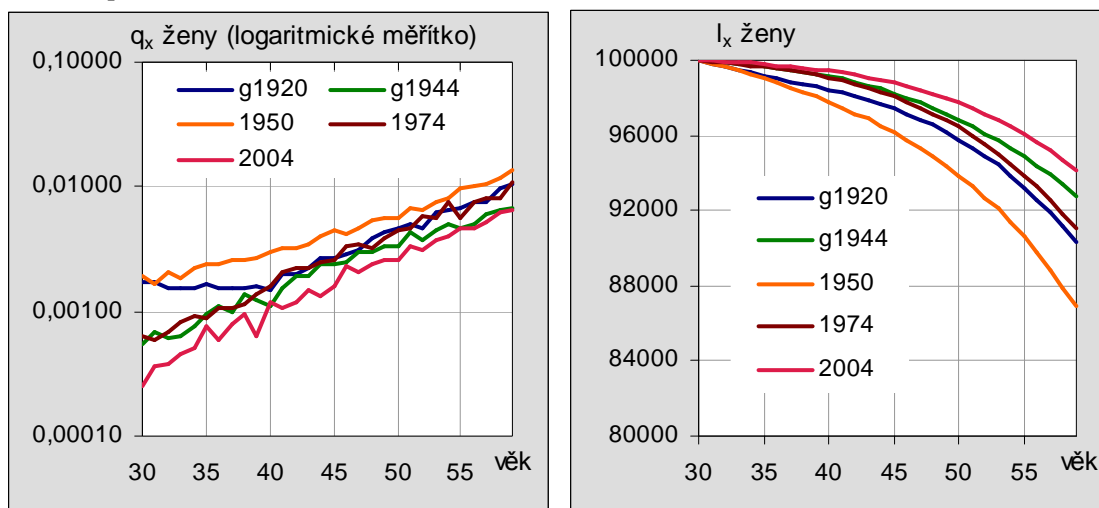
Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Velmi ojedinělá situace nastala u mužů z generace 1944. Jejich pravděpodobnost přežití mezi přesnými věky 30 až 47 let byla dokonce nižší než v případě transverzálního ukazatele v roce 1974. Tento rozpor lze odůvodnit vývojem transverzální úmrtnosti po roce 1974, neboť v tomto období pravděpodobnost úmrtí ve věcích 30–53 let stagnovala či ojediněle mírně rostla. Ale ani konstantní vývoj q_x by měl kumulativně působit na snížení úmrtnosti pro generaci narozenou v roce 1944. Dalším možným vysvětlením by mohla být skutečnost, že pro generaci

mužů narozených na konci druhé světové války je charakteristická obecně vyšší úmrtnost, neboť její jedinci byli oslabeni špatnými válečnými a poválečnými sociálně-ekonomickými podmínkami. Tuto hypotézu však nelze potvrdit pouze podle úmrtnostních hodnot jedné generace, proto je vhodnější s definitivními úsudky počkat až na analýzu generačních efektů. Jen z komparace dvou tabulek života pro generace 1920 a 1944 vyplývá, že generace mužů 1944 dosáhla ve věkové skupině 38–48 let horších úmrtnostních kvocientů než v případě generace 1920. Pro porovnání podle transverzálních tabulek života se 5 % mužů nedožilo 45 let v roce 1950, 47 let v roce 1974 a 50 let v roce 2004, u generací 1920 a 1944 shodně jedná o věk 47 let.

I když se od poloviny 90. let začala úmrtnost mužů ve středním a vyšším věku výrazně snižovat, což pozitivně ovlivnilo i úmrtnost generace 1944, předchozí úmrtnostní poměry způsobily, že rozdíl intervalové naděje dožití pro generaci 1944 a období 1974 činí pouhé 0,03 roky. Vzhledem k maximální možné změně se jedná o zlepšení o 1,5 %. Největší rozdíl v intervalové střední délce dožití do věku 60 tak byly pak zaznamenány až ve věku 48–50 let (viz příloha 14).

Obr. 22 a 23 – Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku a počet dožívajících se žen přesného věku v České republice ve věku 30–59 let



Poznámky: g1920, g1944...značí generace 1920 a 1944.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

V případě ženské populace probíhaly změny úmrtnosti po roce 1974 plynuleji a dlouhodobě. To vedlo k prodloužení intervalové střední délky života pro generaci 1944 o 0,13 roků vzhledem k situaci v roce 1974, což koresponduje s 15 % maximálně možným tempem růstu. Nejvíce k tomu přispěla věková skupina 50–54 let tj. období 1994 až 1998.

Souhrnně lze říci, že u žen došlo k větším změnám v úmrtnosti uvnitř věkové skupiny 30–59 let. U generace 1920 se úmrtnost snížila převážně ve věkovém intervalu 30–40 let zásluhou pozitivního vývoje v 50. letech. Naopak se zlepšováním úmrtnostních poměrů po roce 1990 se zlepšila i generační úmrtnost pro narozené v roce 1944 a to ve věku 47–59. Tento fakt potvrzují i příspěvky ke změně intervalové naděje dožití mezi zmíněnými generacemi (příloha 3 a 4).

Vzhledem k tomu, že muži ve věku 30ti let z generace 1944 ani z fiktivní kohorty 2004 nedosáhly ještě intervalové střední délky života vyšší než 29 let (viz. příloha 14 a 15) a že se

mužská úmrtnost od roku 1990 stále snižuje, lze očekávat pro mladší generace výrazně lepší řád vymírání.

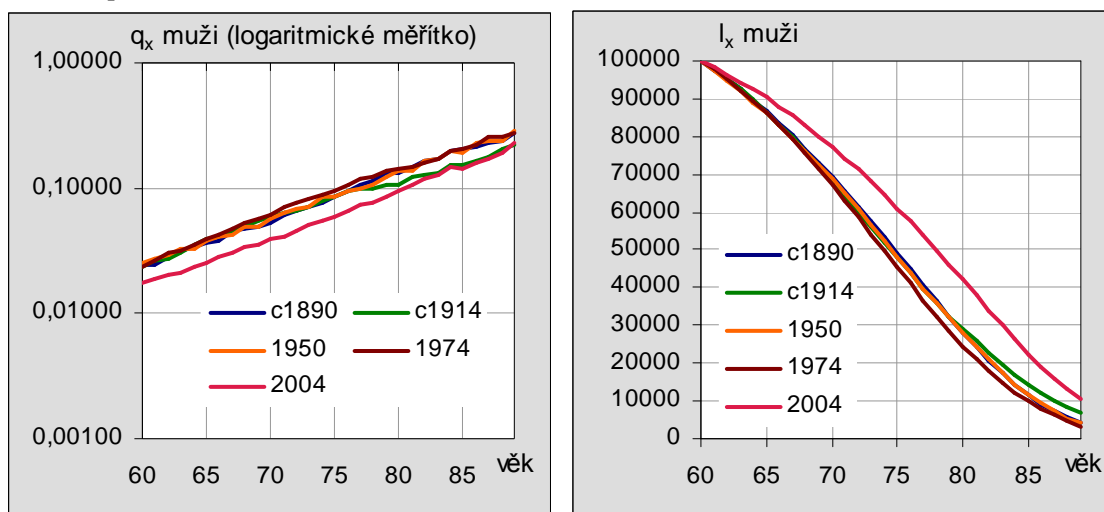
3.3 Věková skupina 60–89 let

Přibližně od věku 40ti let roste pravděpodobnost úmrtí s věkem exponenciálně, proto v postproduktivním věku (nad 60 let) q_x dosahuje již vyšších hodnot a i jeho malé relativní změny výrazněji ovlivňují střední délku života. V tomto věkovém rozpětí se také mnohem více projevují rozdílnosti v řádu vymírání mužů a žen a v jeho vývoji v 2. polovině 20. století.

V mezidobí 1950–1990 se u mužů zvýšila transversální naděje dožití při narození o 5,27 roků, věková skupina 60 let a více k tomu však přispěla hodnotou -0,36 let, tzn. že vývoj v této věkové skupině působil proti zkracování střední délky života v přesném věku 0. Hlavní důvod lze nalézt ve vývoji úmrtnosti mezi lety 1960 až 1970, kdy se úmrtnost starších mužů zhoršila tak moc, že ukazatel naděje dožití u mužů ve věku 60 let se zkrátil o 1,5 roku (z 15,6 let v roce 1960 na 14,1 let v roce 1970). V 50. a 80. letech pak docházelo k velmi pozvolnému zlepšování úmrtnostních ukazatelů ve věku nad 60 let nebo k jejich stagnaci.

Právě tento vývoj zapříčinil, že rozdíl intervalové naděje dožití mužů ve věku 60–90 let mezi generací 1890 a obdobím 1950 nečiní ani 1 % z celkové 100% možné hodnoty (asi 0,12 let). Hned od věku 60 let se stala kohortní naděje dožití (generace 1890) vyšší než podle transversální úrovně v roce 1950, ale šlo o odlišnosti v řádu setin roku. Navíc zhoršení úmrtnosti starších mužů v letech 1965–1974 zasáhlo generaci 1890 ve věku 75 až 84 let, která tak dosáhla horších úmrtnostních kvocientů než fiktivní kohorta v transversálním průřezu roku 1950. Tento fakt doplňuje i průběh křivek počtu osob dožívajících se přesného věku. Zatímco ze 100 000 jedinců narozených v roce 1890, kteří byly v roce 1950 právě 60letí, se věku 75 let dožilo o 1179 osob více než podle transversálních úmrtnostních tabulek z roku 1950, v přesném věku 90 let tento rozdíl činil pouze 66 osob.

Obr. 24 a 25 – Pravděpodobnost úmrtí mužů podle věku a počet dožívajících se mužů přesného věku v České republice ve věku 60–89 let



Poznámky: g1890, g1914...značí generace 1890 a 1914.

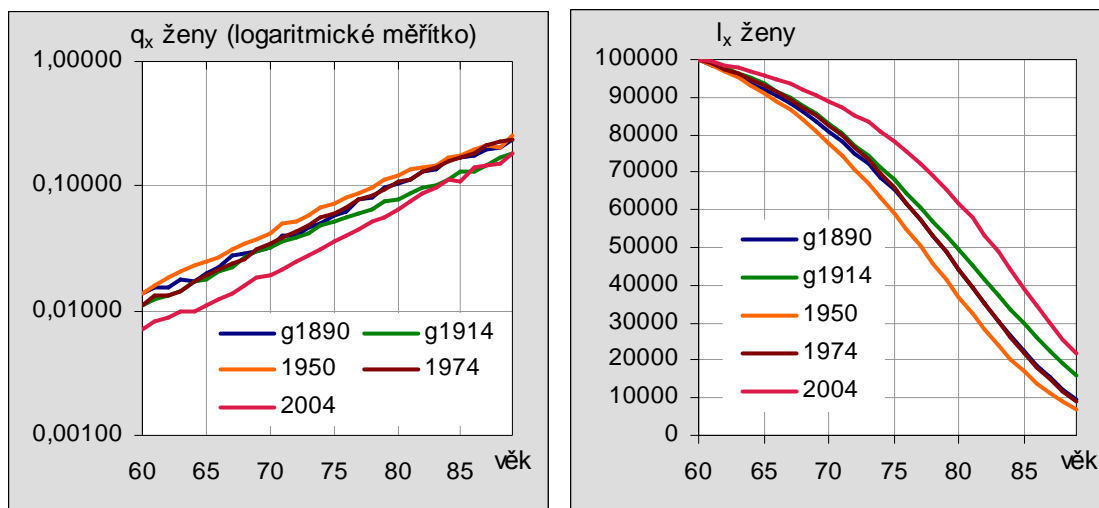
Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Od poloviny 80. let se již úmrtnost mužů nad 60 let začala výrazně snižovat, a tudíž např. generace narozená v roce 1914, která prožila toto úmrtnostně příznivé období od věku 73 let, má vyšší naději dožití než ta příslušející období 1974 a to o 0,71 roku (4,5 % maximální možné změny). Nejvíce se na této odlišnosti podílí věková skupina 75 až 79 let. Rozdíl mezi kohortní (generace 1914) a transversální (období 1974) funkcí počtu osob dožívajících se přesného věku dosahoval ve věku 75 let hodnot 2621 mužů, ve věku 80 let však již maxima 4846 osob (viz obr. 27).

Při srovnání úmrtnosti mužů ve věkové skupině 60–89 let u generací 1914 a 1894 se ukázalo, že rozdíl jejich intervalových délek života je velmi malý (0,11 let). Z příspěvků jednotlivých věkových skupiny na tento rozdíl lze vyčíslit, že zatímco mladší generace 1914 měla horší úmrtnost ve věcích 60 – 74 let, ve věkové skupině 75–79 let tomu bylo naopak (viz příloha 3).

V případě úmrtnosti ženské populace ve věku 60–89 let lze říci, že podle studovaných roků a generací zde existují největší rozdíly mezi generační úmrtností a úmrtností v roce, kdy se začala generace sledovat. Samozřejmě je to dáno dlouhodobým a pravidelným snižováním úmrtnostních kvocientů u žen starších 60 let (s výjimkou období 1960–1970). V obou případech, tj. srovnání úmrtnosti žen generace 1890 s obdobím 1950 a generace 1914 s obdobím 1974, činil rozdíl intervalové střední délky života 8 až 9 % maximálního možného rozdílu. Podle úmrtnostních poměrů v roce 1950 by právě 60leté ženy prožily do 90. narozenin průměrně 16,7 let (v roce 1974 18,1 let). Ve skutečnosti však generace žen narozená v roce 1890 v tomto věkovém intervalu prožila průměrně o 1,2 roky více (resp. generace 1914 o 0,95 roků).

Obr. 26 a 27 – Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku a počet dožívajících se žen přesného věku v České republice ve věku 60–89 let



Poznámky: g1890, g1914...značí generace 1890 a 1914.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Zatímco k rozdílu ${}_x e_x$ mezi generací 1890 a obdobím 1950 přispívaly nejvíce věkové skupiny 65–79 let, u mladší generace a novějšího období rozdíl ovlivnily hlavně věkové skupiny 75–84 let. Tento trend je dobře viditelný i na obrázcích 26 a 27 zobrazujících křivky pravděpodobností úmrtí žen podle věku a počty dožívajících se žen přesného věku x .

Pravděpodobnost úmrtí žen podle věku generace narozené v roce 1890 se v průběhu 50. let výrazněji odlišila od úmrtnostní křivky v roce 1950 a tím kumulovaně zvýšila rozdíly v počtech dožívajících se přesného věku v následujících věkových skupinách (70–79 let). Proto také největší rozdíl v ukazateli l_x žen mezi generací 1890 a obdobím 1950 ve věkovém rozpětí 60–90 let spadá do věku 79 let (tj. 7535 osob).

Podobná situace se uskutečnila u generace 1914, když se díky zlepšení úmrtnostních podmínek po roce 1990 začala křivka pravděpodobnosti úmrtí žen pro tuto generaci vzdalovat od křivky z roku 1974. Stalo se tak u žen starších 75 let, proto rozdíl mezi generací 1914 a obdobím 1974 v počtu žen dožívajících se od věku 60 let do věku 75 let činil 2396 žen, ale do věku 85 let již 7895 žen.

Tab. 3 – Relativní maximální možná změna generační a transverzální intervalové naděje dožití u mužů a žen v České republice

iRC_x	pohlaví	g1950–1950	g1974–1974	g1974–g1950	1974–1950	2004–1974
0–29	muži	0,075	0,062	0,649	0,654	0,713
	ženy	0,089	0,060	0,684	0,693	0,738
		g1920–1950	g1944–1974	g1944–g1920	1974–1950	2004–1974
30–59	muži	0,121	0,015	0,043	0,146	0,282
	ženy	0,286	0,151	0,288	0,401	0,364
		g1890–1950	g1914–1974	g1914–g1890	1974–1950	2004–1974
60–89	muži	0,008	0,045	0,007	-0,032	0,202
	ženy	0,091	0,080	0,090	0,101	0,263

Poznámky: iRC_x ...relativní změna intervalové střední délky života mezi věkem x a $x+i$ vztažena k její maximální možné změně; g...označuje generační ukazatel.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Vlivem velkého snížení úmrtnosti odehrávající se ve věkové skupině 60 až 89 let od roku 1989 lze očekávat, že u mladších generací mužů i žen se zvýší mezi těmito věky jejich intervalová střední délka života a to i o několik roků. Např. ze 100 000 mužů se 74 let dožilo 53 % osob z generace 1890 a 52 % z generace 1914, ale už 60 % z generace 1930. Podobně u žen se 74. narozenin dožilo od věku 60 let 69 % žen z generace 1890, resp. 71 % osob z generace 1914, ale 78 % z generace 1930. Další prodlužování generační intervalové naděje dožití také bude záviset na budoucím vývoji úmrtnosti v této věkové skupině.

Souhrnně pro všechny tři vybrané věkové skupiny je generační úmrtnost obecně nižší než transverzální, pokud se úmrtnostní poměry dlouhodobě alespoň mírně zlepšují. Při analýze transverzálních a kohortních ukazatelů vypočítaných pro menší věkové intervaly však může dojít k větším odchylkám, zvláště pokud není úmrtnostní vývoj pravidelný a plynulý. Navíc v takto zvolených věkových intervalech se kumulované rozdíly projevují omezeněji, neboť se předpokládá, že počátečního věku (30 či 60 let) se dožije 100 % populace.

Kapitola 4

Analýza generačních efektů

V sociálních vědách a obzvláště v demografii existují dva různé způsoby, jak nahlížet na data. Jeden zjišťuje charakteristiky populace v daném časovém bodě, říká se mu *transverzální* nebo *okamžikový* pohled¹⁷. Druhá možnost, *longitudinální* výzkum, v sobě zahrnuje sledování událostí uskutečňujících se v čase v rámci jednoho zvoleného celku obyvatel. Ať už je *longitudinální* studie prováděna *prospektivně* či *retrospektivně*, rozšiřuje okruh faktorů ovlivňujících demografické události a to o vliv kohorty.

Při studiu úmrtnosti se nejčastěji sleduje změna její pohlavně-věkové struktury v čase. Kohorta obyvatel narozených ve stejném časovém úseku označující se jako *generace* může však také mít dopad na úmrtnostní charakteristiky, neboť její členové sdílejí společné „historické umístění“ a zažívají podobné zkušenosti. „...Každá generace má osobité složení a znaky odrážející okolnosti jejich jedinečného původu a historie (...) společnost v daném čase je rozlišena na generace, každá s vlastním vývojem v čase, s jejím vlastním způsobem života a pravdou...“ (Ryder in Wunsch, 1993. s. 2).

Tato kapitola se tedy zaměří na kohorty resp. generace jako na skryté proměnné částečně indikující úroveň a vývoj úmrtnosti v populaci. Podle J. Hobcrafta a jeho kolegů (in Wunsch, 1993) vznikly první práce zaměřené na kohortní analýzu úmrtnosti již v roce 1927 a od té doby se rozšířily do všech oblastí demografie. Generační analýza úmrtnosti je však specifická tím, že jedinec zemře pouze jednou. Lze tedy dobře sledovat, jak se charakteristiky generací mění v čase.

Směr a důležitost vlivu příslušnosti k určité generaci na demografické události nejsou zcela objasněné, většina studií se soustředí na vliv prožitých traumatických zkušeností generací na další vývoj jejich úmrtnostních charakteristik. Mnoho demografických prací (Coale, Kisher, Horiuchi, Vallin, Okubo atd.) zdůrazňuje oslabující vlivy nepříznivých životních podmínek a okolností, které mohou způsobit nárůst úmrtnosti po dlouhé období. Například nepříznivé události (války, chudoba, epidemie, hladomor apod.) mohou zanechat do budoucna negativní dopad na zdravotní stav jedinců, kteří tyto zkušenosti prožili v přibližně stejném věku.

Jiní autoři prosazují potenciální výběrový efekt, který je způsoben vysokou úmrtností krátce po narození a vede k následnému oslabení náchylnosti k nemocem a úmrtí. (Vaupel, Manton,

¹⁷ V anglické literatuře je tento způsob označován jako „cross-sectional study“ nebo „period study“.

Stallard in Wilmoth, 1990). To znamená, že nepříznivé zdravotní podmínky v letech těsně po narození mohou posilnit přeživší jedince, což vede ke zmírnění generační úmrtnosti v pozdějším věku (Wunsch, 1993). Částečné vlivy války na pozdější nemocnost a úmrtnost jsou také tématy řady psychologických a lékařských časopisů, v kterých se zmiňuje dvojitý oslabující faktor války na přežití a to fyzický a psychologický.

Jelikož se pro kohortní výzkum úmrtnosti používají seskupená data rozlišená pouze podle roku narození a roku úmrtí, slouží generační analýza spíše k obecnému poznání odlišností mezi jedinci, kteří buď prožili, nebo neprožili podobné historické události. Teoretické debaty a generační analýzy úmrtnosti se tedy soustředí převážně na odlišení dvou vyrovnávacích procesů: oslabení a selekce v jednotlivých kohortách (Wilmoth, 1997).

4.1 Povrchové mapy

Pro Českou republiku existuje kompletní a srovnatelná řada dat o úmrtnosti obyvatelstva v období 1950–2005 za jednotlivé roky, věky i pohlaví. Jednoduchým ale přitom velmi efektivním prostředkem pro znázornění tak objemného množství údajů se jeví užití trojrozměrného grafu (viz obr. 28 a 29). Základnu takového grafu tvoří osy x a y , které představují věk a rok zaznamenání události, osa z pak vyjadřuje intenzitu jevu, v tomto případě pravděpodobnost úmrtí mezi narozeninami¹⁸.

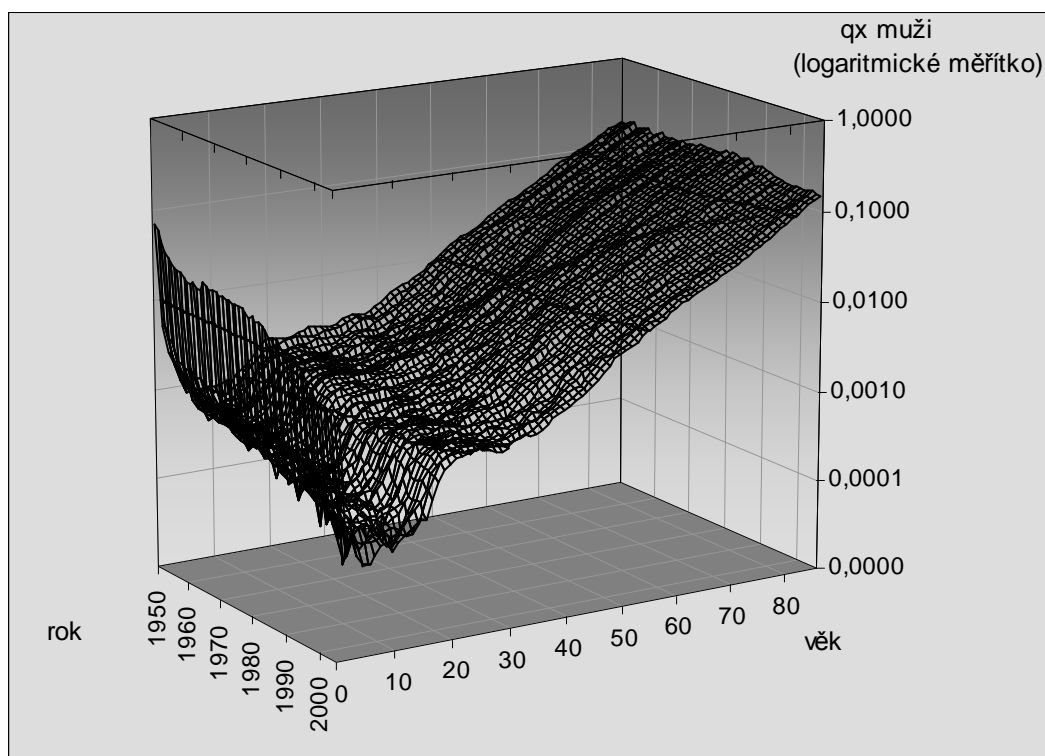
Při použití této 3D povrchové mapy¹⁹ lze znázornit jak elementární charakteristiky úmrtnosti jako je průběh křivky pravděpodobnosti úmrtí podle věku, tak i změny tohoto rozložení v čase. Pro kohortní analýzu je trojrozměrný graf užitečný k odhalení případných ojedinělých událostí, jež vyvolaly větší výkyvy v úmrtnosti obyvatelstva v průběhu sledovaného období. Jakékoli krátkodobé zvýšení či snížení úmrtnostních kvocientů totiž může i dlouhodobě ovlivnit úmrtnostní poměry generací, které etapu zhoršených nebo naopak zlepšených úmrtnostních podmínek prožily.

Příkladem užití trojrozměrného grafu může být analýza úmrtnostních trendů ve Francii a Itálii v letech 1900–1979 (Caselli, Vallin, Vaupel, Yashin, 1987), v které autoři tuto metodu použili k jednoduchému srovnání pohlavně-věkové struktury úmrtnosti a jejího vývoje v daných letech a státech. Pomocí 3D zobrazení se jim podařilo odhalit hlavní rysy úmrtnostních trendů ve Francii a Itálii, věkové skupiny, jež nejvíce přispívaly k úmrtnostním změnám, ale zvláště pak efekty obou světových válek na intenzitu úmrtnosti. Podle tvaru plochy v trojrozměrném grafu pocítili zhoršení úmrtnosti nejvíce Francouzi ve věku 18–40 let v období první světové války. Údaje z Human Mortality Database dokazují, že např. mezi lety 1913–1915 se zvýšila úmrtnost mužů ve Francii mezi věkem 19–28 let o 10 % a více.

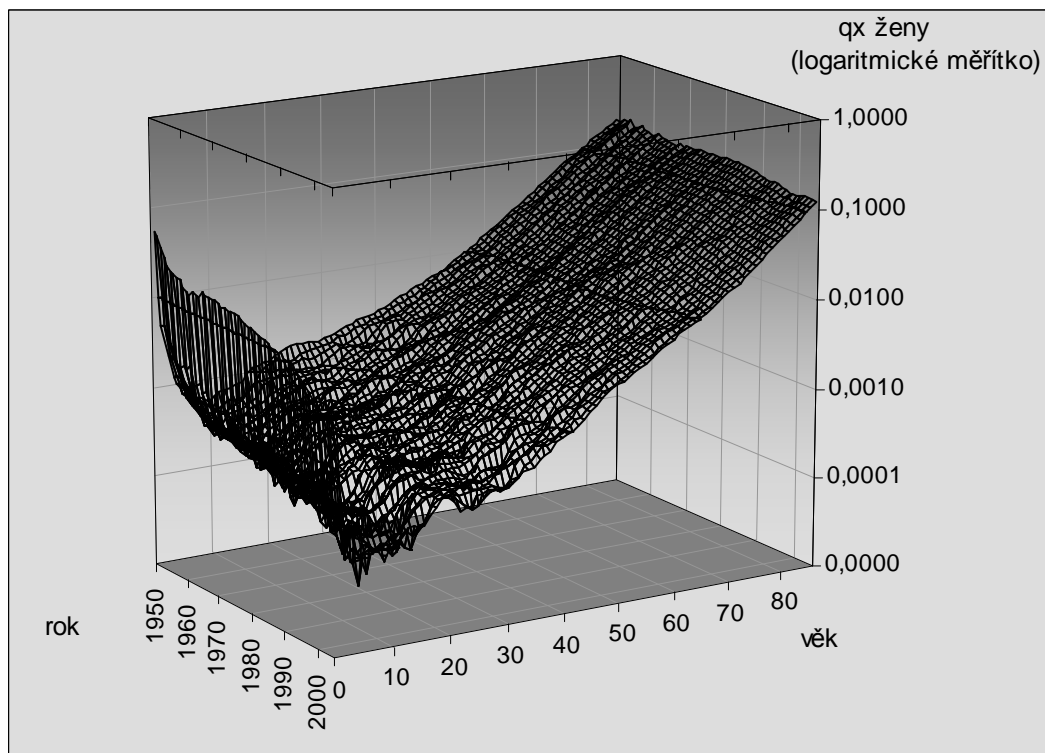
V českém prostředí v letech 1950–2005 nedošlo k žádným velkým krátkodobým skokům v intenzitě pravděpodobnosti úmrtí (viz obr. 28 a 29). Souhrnně jen můžeme podotknout, že se pravděpodobnost úmrtí snižovala nejvíce v nejnižších věcích (do 20 let a to u obou pohlaví) a že

¹⁸ Pro efektivnější vyjádření je vhodné použít logaritmické měřítko.

¹⁹ V anglických textech užíváno pojmu „surface map“.

Obr. 28 – Pravděpodobnost úmrtí podle věku u mužů v České republice v letech 1950–2005

Zdroj: ČSÚ, c).

Obr. 29 – Pravděpodobnost úmrtí podle věku u žen v České republice v letech 1950–2005

Zdroj: ČSÚ, c).

kolem věku 20–22 let je křivka úmrtnosti u mužů více konkávní než v případě žen. U žen však častěji docházelo k malým meziročním odchylkám, což ukazuje členitější plocha grafu. S jakou intenzitou se měnila úmrtnost ve věkových skupinách nad 40 či 50 let je z grafu málo čitelné, neboť lze obtížně určit sklon plochy.

Podobným způsobem lze pro zachycení velkého objemu dat členěných podle dvou a více kritérií užít převzatou metodu tradičně užívanou v architektuře, geografii či jiných oborech, kde je potřeba zakreslit územní členitost, a to ortogonální metodu vyjádření (Caselli a kol., 1987, Wilmoth, 1988). Jedná se taktéž o povrchový graf, který má ovšem pouze dvě osy (vyjadřující rok a věk). Intenzita úmrtnosti se v takovém případě vyjadřuje pomocí izolinií, jež spojují body se stejnou pravděpodobností úmrtí (viz obr. 30 a 31). Takový dvojrozměrný graf dokáže vyjádřit obecně řádový posun úmrtnosti populace s věkem v čase či v daném věku s časem, navíc pomocí čtvercové sítě lze přibližně vysledovat také úmrtnostní poměry, kterými procházely jednotlivé generace, a to po přímce svírající s osou x úhel 45° .

Před vytvořením tohoto reliéfového grafu s užitím dat za Českou republiku v letech 1950–2005 je vhodné sadu údajů o pravděpodobnosti úmrtí mezi dvěma přesnými věky logaritmicky přetransformovat (v grafu vyjádřena intenzita úmrtnosti jako $\log {}_1q_x$). Díky tomu může být zvolena škála izolinií s pravidelnými intervaly (v tomto případě 0,25), neboť od věku 30 let má křivka dekadického logaritmu q_x téměř lineární charakter.

Obr. 30 (muži) a obr. 31 (ženy) vykreslují reliéfové znázornění úmrtnostních poměrů v 2. polovině 20. století v České republice. Nejnižší hodnoty úmrtnosti představuje šedá, žlutá a oranžová barva, naopak odstíny hnědé a černá barva představují oblasti s nejvyšší pravděpodobností úmrtí. Věkově specifická struktura úmrtnosti v daném kalendářním roce je tedy snadno čitelná a to podle svislých sloupců od spodní části nahoru. Vzhledem k vyšší úmrtnosti do 5 let života (hlavně v 50. a 60. letech) začíná sloupec barvami vyjadřujícími vyšší pravděpodobnost úmrtí. Ve věku 0 není dokonce možné odlišit barvu, neboť rozdíl mezi kojeneckou úmrtností a pravděpodobností zemřít mezi prvními a druhými narozeninami dosahuje 4–5 izolinií. Kolem věku 10 let se pravděpodobnost úmrtí dostane na minimální hodnoty a potom plynule roste s věkem.

Směrem zleva doprava je možné vidět, jak se s časem měnila úroveň úmrtnosti pro daný věk. V případě zlepšování úmrtnosti se pohybujeme po barevné škále směrem k barvám vyjadřujících nižší pravděpodobnost úmrtí. V české, ženské i mužské, populaci se úroveň úmrtnosti během let 1950–2005 celkově zlepšila. Jak již bylo zmíněno, největších pozitivních změn se odehrálo v 50. letech a po roce 1990. Naopak v mezidobí 1960–1990 intenzita úmrtnosti spíše stagnovala, či pozvolně rostla (u žen), nebo dokonce klesla (u mužů na konci 60. let, což vyjadřuje i obr. 30).

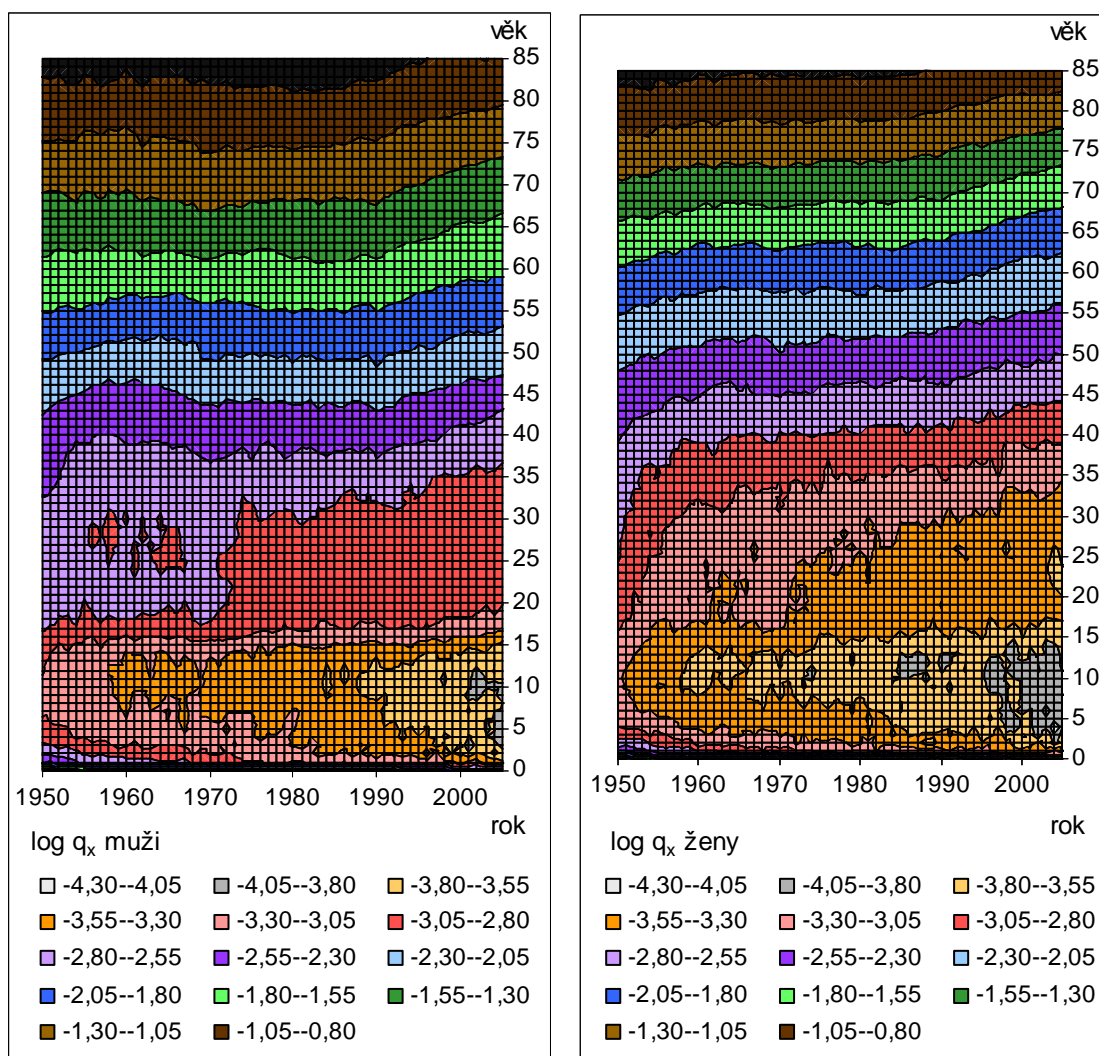
Jednoznačné závěry vyplývají také z porovnání úmrtnostního reliéfu mužů a žen. Obsah plochy vytyčené izoliniemi s nízkými hodnotami pravděpodobnosti úmrtí je viditelně rozsáhlejší u ženské populace. Také jednotlivé pásy vyjadřující danou intenzitu úmrtnosti odpovídají v případě žen vyšším věkovým intervalům než v případě mužů.

Snad jediný okamžikový efekt, tj. efekt změny úmrtnosti mezi kalendářními lety, se uskutečnil v české populaci v období 1965–1975. Na konci 60. let se totiž zastavil pokles úmrtnosti ve věkové skupině 18–30 let u mužů a 17–24 let u žen. Až následně v letech 1972 až

1973 se úroveň úmrtnosti mezi hodnotami $q_x = 0,00089$ a $q_x = 0,00159$ (tj. $10^{-2,8}$ až $10^{-3,05}$) rozšířila u mužů z věkového intervalu 17–19 let na 17–30 let. V menší míře u žen se tento efekt projevil posunutím izolinie s hodnotou pravděpodobnosti úmrtí 0,0005 z věku 17 na 25 let.

Podobný reliéf se je možné najít také u francouzských žen ve věku 18–40 let, (Caselli a kol., 1987) ve 20. a 30. letech. Podle odborníků tento skok odpovídal rapidnímu snížení úmrtnosti žen v důsledku mateřství. Důvody tohoto okamžikového efektu v České republice nejsou zcela zřejmé. Lze jen spekulovat, zda jde o nepřesnou evidenci obyvatelstva z důvodu vysoké emigrace po roce 1968, jestli se skutečně úmrtnost nezvýšila vlivem odchodu mladých a zdravých jedinců převážně mužů, nebo zda se jednalo o tak výrazné zlepšení úmrtnosti v mladém věku vlivem zlepšujících se životních a hospodářských podmínek pro tyto skupiny obyvatel.

Obr. 30 a 31 – Logaritmus pravděpodobnosti úmrtí podle věku u mužů a žen v České republice v letech 1950–2005²⁰



Zdroj: ČSÚ, c).

²⁰ Vzhledem k husté a pravidelné síti dat, které navíc prošly vyrovnávací metodou, nebyla před vykreslením použita žádná statistická metoda užívaná v geografických vědách pro zakreslení izolinií.

Otázkou také zůstává, zda se úmrtnost generací, které tento okamžikový efekt postihl, odlišuje od řádu vymírání generací sousedních. Je zřejmé, že trojrozměrný graf jako čistě deskriptivní metoda nedokáže víc, než vyjádřit již dobře známé úmrtnostní aspekty jen v jiném pohledu. Nemůže se dostat za hranice obecného popisu, pomoci odlišit efekty měnících se zdravotních a sociálních podmínek a vztahovat k nim životní zkušenosti jednotlivých generací.

4.2 Specifická míra změny úmrtnosti v České republice v letech 1950–2005

Řada podrobných analýz úmrtnosti se zaměřuje především na průběh křivek tabulkových úmrtnostních funkcí podle věku a pohlaví, popřípadě z hlediska jiných demografických či socioekonomických charakteristik, dále tyto křivky srovnává a popisuje jejich změny v čase. K dalším možným prostředkům pro studium úmrtnostních poměrů v populaci patří i specifická míra změny úmrtnosti podle věku (Coale, Horouchi, 1990). Tento ukazatel, který se označuje jako $k(x)$, vyjadřuje procentuální vzrůst (nebo pokles) intenzity úmrtnosti v daném věku x s věkem.

Výpočet $k(x)$, specifické míry změny úmrtnosti, se vztahuje k tabulkové míře úmrtnosti v přesném věku x , tj. $\mu(x)$ ²¹. Je stanoven se jako rozdíl logaritmované funkce $\mu(x)$ v bodech x a $x+dx$, vztahující se na jednotku věku:

$$k(x) = \frac{d \ln(\mu(x))}{dx}. \quad [21]$$

V případě diskrétních dat lze za diferenciál dx dosadit jeden rok, tzn. x bude růst od 0 vždy přesně o jeden rok, potom se $\mu(x)$ rovná pravděpodobnosti úmrtí v přesném věku x , q_x .

Takto definovaná míra doplňuje výzkum úmrtnosti, neboť ještě podrobněji analyzuje průběh tabulkové funkce specifické míry úmrtnosti podle věku. Jejich vztah je možné vysledovat na grafech zobrazujících $\mu(x)$ ²² a $k(x)$ na obrázcích 32 a 33. Charakter křivky pravděpodobnosti úmrtí v nižších věkových skupinách se značně mění, po narození riziko úmrtí s rozdílnou intenzitou klesá až na minimální hodnoty okolo 10–12 roků, následně pak v rané dospělosti roste velmi proměnlivým tempem. Vzhledem k těmto nepravidelnostem je křivka specifické míry změny úmrtnosti do 35–45 let značně nestálá.

Až ve středním a starším věku začíná míra úmrtnosti pravidelně exponenciálně růst. To znamená, že funkce logaritmicky transformované míry úmrtnosti má téměř lineární průběh a $k(x)$ se pohybuje v konstantním rozmezí hodnot 0,05–0,15 (při jednoletých věkových

²¹ V anglických textech se používá označení „force of mortality“. Je chápána jako okamžitá míra úmrtnosti v přesném věku. Odvozuje se z úmrtnostních tabulek, konkrétně z funkce $l(x)$ představující podíl přežívajících od narození do x -tých narozenin. Vypočítá se jako přirozený logaritmus podílu dožívajících se přesného věku x a $x+dx$ vztažený na jednotku věku:

$$\mu(x) = \frac{d \ln(l(x))}{dx}.$$

²² Z důvodů nízkých hodnot se intenzita úmrtnosti vykresluje do grafu po logaritmické transformaci.

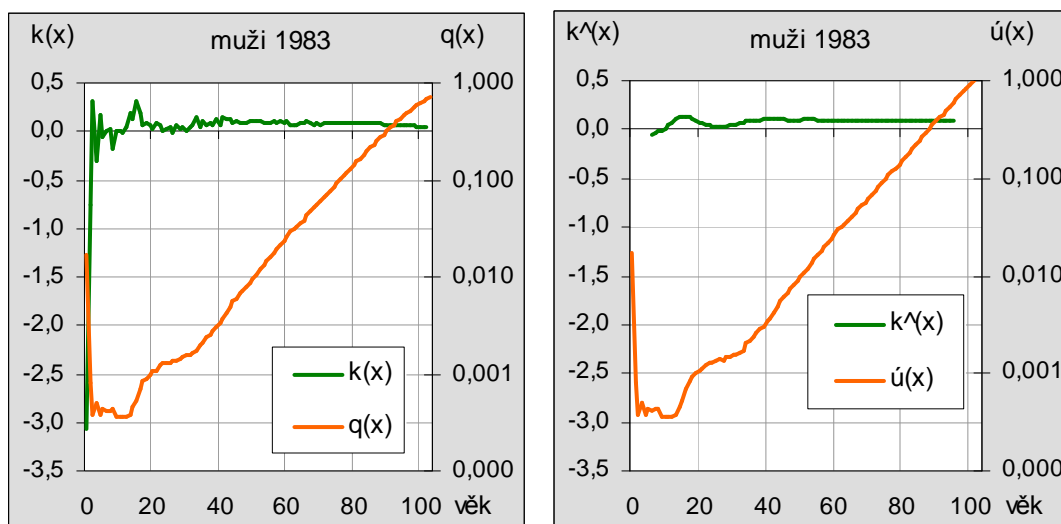
skupinách lze nalézt malé odchylky). Proto je příhodnější počítat specifickou míru změny úmrtnosti pouze pro vyšší věkové skupiny, konkrétně pro věky 40–90 let. Také nejstarší věkové skupiny se do kalkulace $k(x)$ nezahrnují, neboť zde dochází k výrazným nepřesnostem z důvodu nízké početnosti souboru osob a zemřelých.

V případě, že jsou při analýze k dispozici data za jednoleté věkové skupiny, lze $k(x)$ vypočítat i podle vzorce

$$k^*(x) = \ln(M(x,1)) - \ln(M(x-1,1)), \quad [22]$$

kde $M(x,a)$ je střední míra úmrtnosti mezi věkem x a $x+a$ ²³. Analýza takto podrobně tříděných empirických dat (tj. úmrtnosti podle jednotek věku) je však komplikována možnými chybami v zaznamenaných datech, nebo malým počtem osob či zemřelých v daném stáří, což neodvratitelně přináší větší rozdíly ve specifických mírách úmrtnosti. Proto se doporučuje hodnoty $k^*(x)$ vypočítané podle vzorce 22 vyhladit, aby bylo možné zjistit principiální průběh této věkové funkce.

Obr. 32 a 33 – Průběh křivky intenzity úmrtnosti a specifické míry změny úmrtnosti podle věku pro muže v České republice v roce 1983 podle jednoletých věkových skupin a podle způsobu výpočtu



Poznámky: obr. 32 vykresluje průběh $k(x)$ podle vzorce 22; obr. 33 pak podle vzorce 24.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Postup vyrovnání míry změny úmrtnosti podle věku má dvě části. V prvním kroku se provede klouzavý průměr pro pět nejbližších sousedních hodnot logaritmované úmrtnostní funkce,

$$\hat{\ln}(M(x,1)) = \sum_{n=-2}^2 \ln(M(x+n,1)), \quad [23]$$

²³ Symbolika přebrána z literatury (Coale, Horouchi, 1990). Pro výpočet $k^*(x)$ byla použita specifická míra úmrtnosti \hat{u}_x .

který se následně použije pro výpočet $k^*(x)$ podle vzorce 22. Druhá část shlazení spočívá v odhadu míry změny úmrtnosti podle věku pomocí váženého klouzavého průměru devíti nově vypočítaných hodnot $k^*(x)$, kdy váhy mají trojúhelníkové rozložení, tj.

$$\hat{k}(x) = \sum_{n=-4}^4 \frac{(5-|n|)}{25} \times k^*(x+n). \quad [24]$$

Tento proces vede k vyhlazení výsledného průběhu křivky $k^*(x)$, snižuje vrcholy a zvyšuje minimální body tak, aby byly patrné hlavní rysy změny úmrtnosti s věkem (viz obr. 33). Zásadní podíl při vyrovnávání $k^*(x)$ připadá druhému kroku metody, tj. průměrování $k^*(x)$ podle vzorce 24, neboť kalkulace průměru $\ln(M(x,1))$, odstraňuje jen malé odchylky ve funkci $k^*(x)$, a i po jejím vynechání budou křivky $k^{\wedge}(x)$ velmi podobné.

Specifická míra změny úmrtnosti poskytuje podklady pro odhalení heterogenity populace v čase vzhledem k jejím úmrtnostním poměrům. Velmi vhodně lze však tempo změn intenzity úmrtnosti v populaci s věkem využít při analýze kohortní. Míra $k(x)$ umožňuje částečně zjistit rozdíly v úmrtnosti mezi sousedními generacemi. Například, pokud je kohorta s nízkou úrovní úmrtnosti následována generací s vyšším rizikem úmrtí, míra úmrtnosti s věkem od mladší věkové skupiny do starší vzroste relativně málo, tzn. že $k(x)$ se pohybuje v nižších hodnotách. V případě opačného trendu bude specifická míra změny úmrtnosti dosahovat spíše vyšší úrovně. Jinými slovy, generace s nízkou úmrtností lze nalézt mezi vysokou a nízkou hodnotou specifické míry změny úmrtnosti.

Podle předchozích studií (Coale, Horouchi, 1990; Caselli, 1987), které využily tento ukazatel na analýzu generační úmrtnosti ve Francii, Itálii či Spolkové republice Německo, bylo zaznamenáno, že v případě mužské populace se vrcholy a prohlubně křivek $k^{\wedge}(x)$ posunují s jednotlivými kohortami. Tato skutečnost naznačuje existenci diferenciací v úmrtnosti mužů podle generací. Ve Francii a v Německu dosahuje křivka specifické míry změny úmrtnosti lokálního maxima pro generaci mužů narozených okolo roku 1910. To znamená, že skupina mužů narozených na přelomu 19. a 20. století podléhala vyšší úmrtnosti. Naopak u generací narozených na počátku a během první světové války se zpozorovala spíše nižší úroveň úmrtnosti. Podobný trend, ale méně rozměrný, lze vysledovat i pro mužskou populaci v Itálii. Další úmrtnostně znevýhodněné generace mužů byly zjištěny ve Francii a Itálii²⁴ pro narozené v průběhu 30. let 20. století.

V ženské populaci má křivka specifické míry změny úmrtnosti téměř shodný průběh pro všechny roky i generace, tudíž podle tohoto ukazatele nelze rozlišit jakékoli kohortní efekty. Zvonový tvar křivky $k^{\wedge}(x)$ totiž odráží vyšší věkovou než generační variabilitu úmrtnosti.

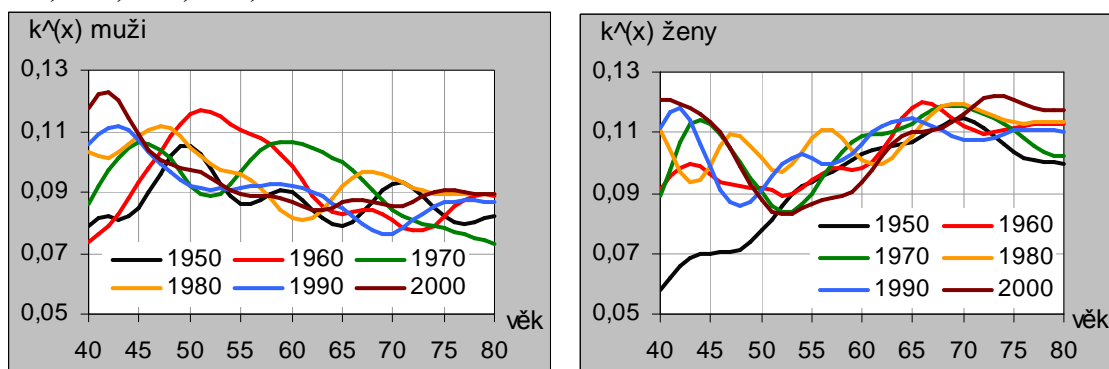
Specifická míra změny úmrtnosti (definovaná podle vzorce 23 a 24) byla aplikována také na sérii dat transverzálních jednoletých úmrtnostních tabulek pro Českou republiku za roky v období 1950–2005. Výsledné hodnoty jsou vykresleny v obrázcích 34 a 35 a naznačují podobné charakteristiky jako v již zmíněných státech. U žen se od věku 50 až 55 let začíná utvářet zvonovitý tvar křivek $k^{\wedge}(x)$, u mužů se nejvíce projevuje opakovaná konkávnost s vrcholem vztahujícím se narození okolo roku 1910, což odpovídá situaci ve Francii, Itálii

²⁴ Pro Německo nejsou k dispozici data pro pozdější generace, tj. pro generace narozené po roce 1920.

i Německu. Muži narození na konci 19. a na začátku 20. století, kteří byly v mladém dospělém věku postiženi první světovou válkou, spadají do kohort s horšími úmrtnostními ukazateli. Na druhé straně generace mužů narozené po roce 1910 se vyznačují příznivou úmrtností skladbou.

Ještě komplexnější a přesnější pohled na kohortní analýzu úmrtnostních dat pomocí specifické míry změny úmrtnosti poskytuje reliéfový graf (obr. 36 a 37), kde nejsvětlejší úseky představují nízkou úroveň proměnné a naopak nejtmavší barvy zvýrazňují velké změny specifické úmrtnosti. Z jeho kontur lze vyčíst maximální i minimální hodnoty ukazatele $k^*(x)$ a to členěné podle roku (osa x) a podle věku (osa y). Velmi účinná se však jeví interpretace grafu diagonálním směrem podle jednotlivých kohort.

Obr. 34 a 35 – Specifická míra změny úmrtnosti podle věku u mužů a žen v České republice v letech 1950, 1960, 1970, 1980, 1990 a 2000.



Poznámky: $k^*(x)$ – specifická míra změny úmrtnosti podle věku.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

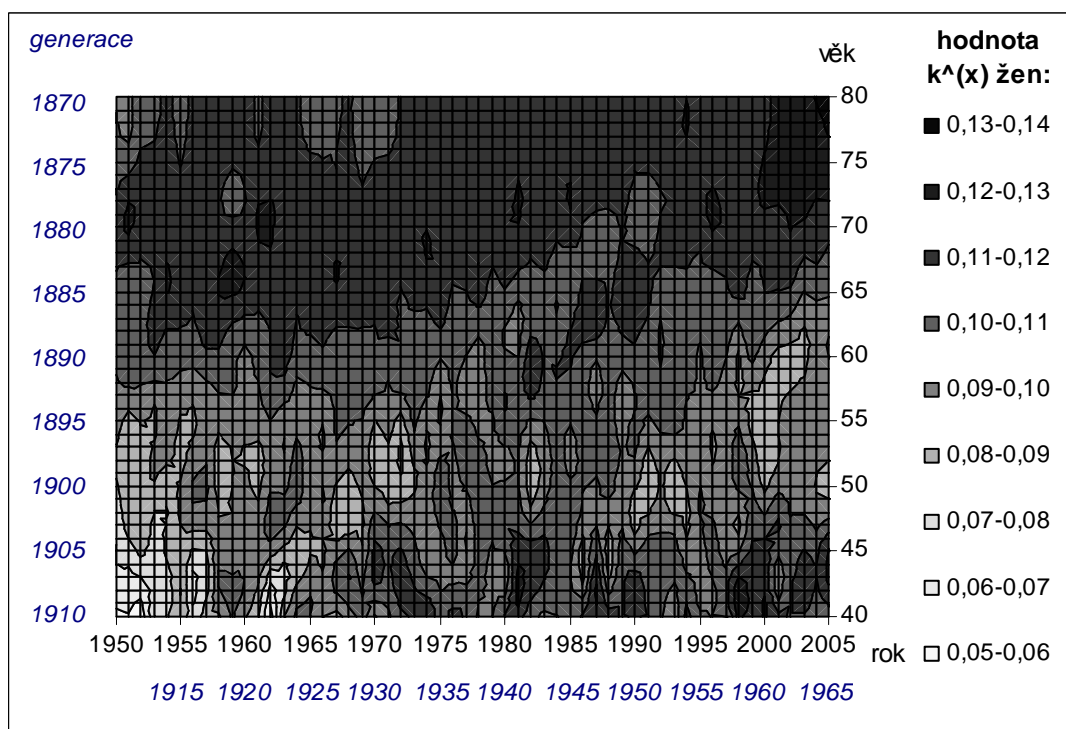
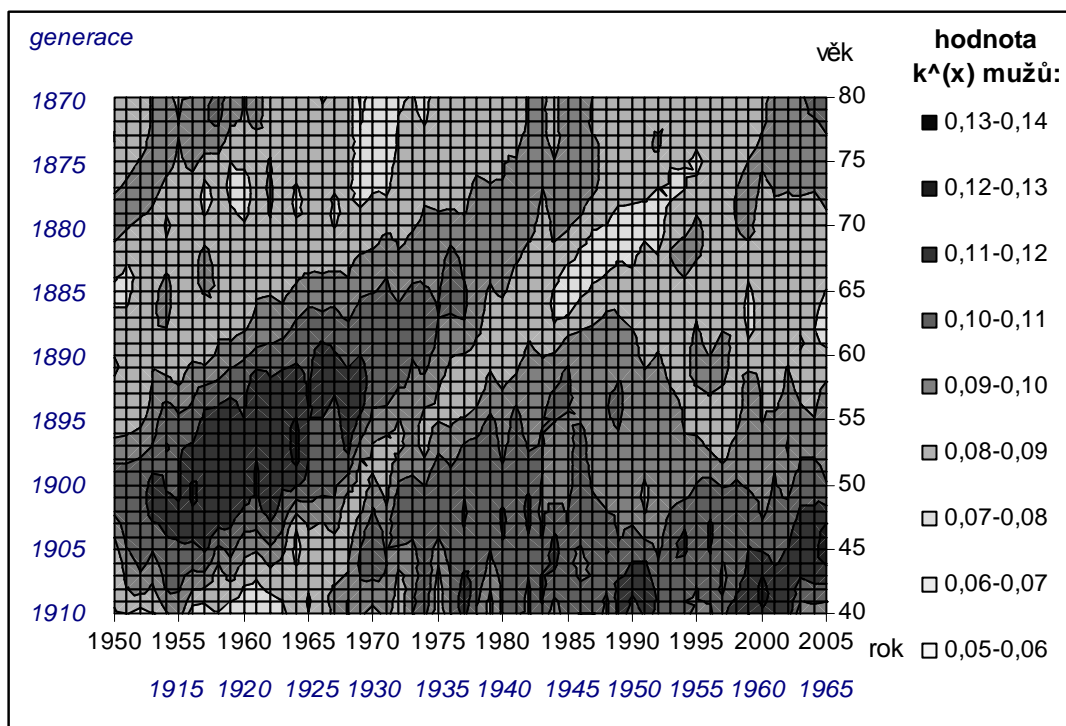
Vysoké hodnoty specifické míry změny úmrtnosti resp. její lokální maximum se vyskytují kolem generace 1908. Nejsvětlejší barva představující lokální minimum pak odpovídá generacím narozených v roce 1891 a 1920. Tyto generace ohraničují dobu, kdy dochází k interkohortním změnám²⁵. Kohorty mužů narozené v mezidobí 1891 a 1908 se vyznačují vyšší úmrtností, na rozdíl od mladších generací s datem narození mezi lety 1908 až 1920, které v průměru žijí déle.

Další, avšak méně zřetelný a tudíž méně rozměrný, rozdíl v generační úmrtnosti lze nalézt u mužů narozených v letech 1920 až 1925. Jejich charakteristiky spadají do skupiny s vyšší úrovní úmrtnosti. V tomto případě se jedná o muže, kteří v mladém dospělém věku prožili druhou světovou válku.

Také pro generace mužů narozené v letech 1880–1885 lze nalézt náznaky, že tyto kohorty mají nižší úmrtnost, v opačném případě zvýšená úmrtnost pravděpodobně doprovází muže narozené v desetiletí 1950–1960. Pro tyto generace však nejsou k dispozici data pro delší časový úsek a nelze tedy jednoznačně tento trend potvrdit. Podle grafu (obr. 36) můžeme však konstatovat, že generace mužů narozené v České republice ve 30. letech 20. století se nelyšují zhoršenými úmrtnostními charakteristikami, jako tomu bylo v Itálii či Francii.

²⁵ Jako interkohortní analýza se označuje srovnání charakteristik mezi jednotlivými kohortami. Naopak intrakohortní studie se zaměřují na změny v rámci jedné kohorty. (Glenn N.D. in Wunsch, 1993).

Obr. 36 a 37 – Specifická míra změny úmrtnosti podle věku u mužů a žen v České republice v letech 1950 až 2005



Poznámky: $k^{\wedge}(x)$ – specifická míra změny úmrtnosti podle věku.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

U žen se reliéfový graf zcela liší od situace u mužů. Nejsvětější části vyznačující malé hodnoty $k^{\wedge}(x)$ se vyskytují v nízkém věku a tmavé odstíny ve věkových skupinách starších 60 až 65 let. Přesto však lze alespoň částečně nalézt variabilitu mezi některými generacemi žen. Například ženy narozené před rokem 1919 a před rokem 1945 mají charakteristiky úmrtnosti nižší než ženy narozené v letech 1920–1925 (viz obr. 37).

Podle těchto skutečností lze usoudit, že u ženské populace se objevuje nižší úroveň úmrtnosti u generací narozených v nepříznivých letech, konkrétně ve válečných letech a v období hospodářské krize. Jedná se o proces selekce, při kterém slabší jedinci zemřou v prvních letech života, čímž se eliminuje jejich vliv na úmrtnost těchto generací ve vyšším věku. Také studie zaměřené na vztah mezi dětskou generační úmrtností (do 15 let) a úmrtností ve vyšším věku (70–74 let) provedené na datech za generace z konce 19. století pro Švédsko, Francii, Anglii a Švýcarsko, prokázaly, že tato vazba je silnější u žen než u mužů (Catalano, Bruckner in Crimmins, Finch, 2006).

4.3 Age-Period-Cohort model

Age-Period-Cohort modely, zkráceně APC modely, souhrnně označují analytické metody, které se snaží odlišit vlivy věku, období a kohorty na demografické procesy. Všechny tyto tři faktory působí na úroveň úmrtnosti společně. Efekt věku, který označuje průměrné chronologické stáří jedince při úmrtí, souvisí s biologickou podstatou člověka, s fyziologickým stárnutím. Efekt období zahrnuje soubor sociálních a ekonomických podmínek spolu s obecnou situací ve zdravotnictví. Generační efekt působí na potenciální úmrtnost podobnými životními zkušenostmi jejich jedinců jako očkování, dostupnost léků, kouření a jiné návyky apod.

Stanovení vlivu věku, období a kohorty na úmrtnost a její změny však komplikuje vzájemná závislost těchto faktorů, která se dá vyjádřit matematicky vztahem:

$$\text{generace} + \text{věk} = \text{období}.$$

Velmi obecně lze závislost tří proměnných zaznamenat podle vzorce:

$$r_{ijk} = e \cdot a_i \cdot p_j \cdot c_k, \quad [25]$$

kde r_{ijk} zastupuje ukazatel úmrtnosti pro věk i , čas j a kohortu k . Parametr e představuje souhrnný efekt úmrtnosti a ostatní proměnné odpovídají parametrům zastupujícím efekty pro i -tou kategorii věku, pro j -té období a k -tou kohortu (Willekens, Baydar, 1984)²⁶. Pro zjednodušení se následně provede logaritmická transformace, která převede APC model do roviny lineární regrese. Funkce úmrtnosti se tedy stane lineární kombinací efektů věku, období a kohorty:

$$f(r_{ijk}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \theta_k. \quad [26]$$

Tento model bývá ještě dále modifikován a doplňován podle analyzovaného problému a použití výpočetního postupu.

²⁶ Symbolika byla pozměněna z důvodu návaznosti vzorců.

Pro další analýzu generačních vlivů na úmrtnost v České republice v letech 1950–2005 byl zvolen APC model podle Johna Wilmoth (Wilmoth, 1988 a 1990), který jej aplikoval na sérii dat o úmrtnosti mužů ve Francii v letech 1899–1981 a v letech 1946–1981. Jeho metoda se zakládá na dvou odlišných, ale souvisejících tvrzeních. První tvrdí, že „...ve všech patřičných analýzách životních měř by se popis jevů měl omezit na dvě ze tří vysvětlujících dimenzí (věk, období a generace). (...) Podle druhého, stejně důležitého argumentu však tímto postupem nejsou ztraceny zájmy třetí a poslední dimenze...“ (Wilmoth, 1990, s. 296). Neboť i po užití dvojrozměrné analýzy (konkrétně podle věku a období) existuje zdroj variability, který může být věrohodně spojený s generacemi.

Konkrétní tvar modelu se zakládá na matici úmrtnostních dat, v které je hodnota každé buňky charakterizována parametrem i určujícím řádek matice (věk) a parametrem j vyjadřujícím sloupec (období). Ukazatel vstupující do modelu, tj. pravděpodobnost úmrtí mezi přesnými věky, se nejdříve logaritmicky transformuje podle vzorce:

$$f_{ij} = \ln \left(\frac{q_{ij}}{1 - 0,5q_{ij}} \right). \quad [27]$$

V případě analýzy úmrtnosti v České republice vstupují do modelu 2 sady pravděpodobností úmrtí odpovídajících jednomu věku v rozmezí 0–89 let a jednomu roku z období 1950–2005, samozřejmě pro každé pohlaví zvlášť. Rozměry počáteční matice jsou tedy $i = 1, \dots, 90$ řádků a $j = 1, \dots, 56$ sloupců. Odhadované generační efekty se vztahují ke $k = 1, \dots, 145$ kohortám, konkrétně ke generacím narozených v letech 1861–2005. Každá generace je však v matici zastoupena různým počtem údajů, nejvíce lze pozorovat generaci po dobu 56 let jako v případě obyvatel narozených v rozmezí let 1916–1950. Naopak pro nestarší a nejmladší generace je k dispozici jen několik údajů, a proto se pro tyto skupiny výsledky neočekávají.

Konečný Wilmothův model má tvar:

$$f_{ij} = \alpha_i + \beta_j + \sum_{m=1}^p \phi_m \gamma_{im} \delta_{jm} + \theta_k + \varepsilon_{ij}, \quad [28]$$

kde $k = j - i$. Autor jej však dělí podle postupu výpočtu a charakteristik parametrů na tři části.

V prvním kroku se předpokládá, že variabilitu dat uvnitř matice způsobují pouze dva faktory, a model tedy představuje jednoduchý vzorec:

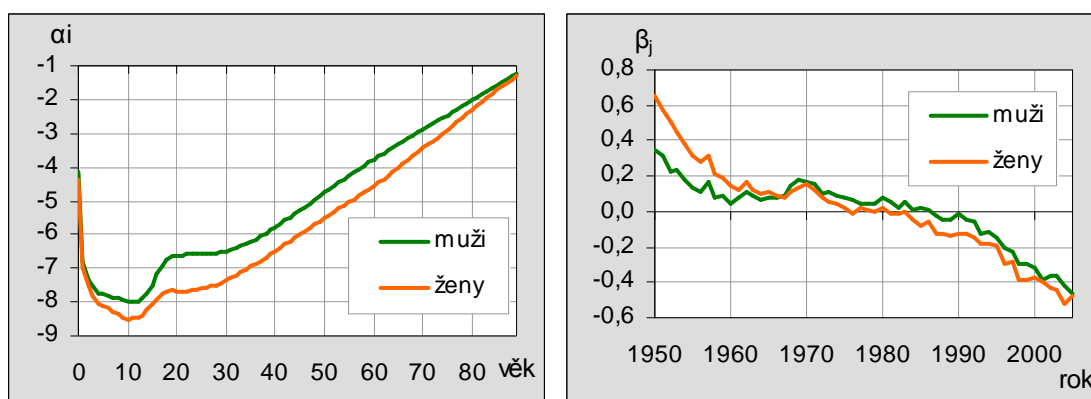
$$f_{ij} = \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}^{27}, \quad [29]$$

v němž parametr ε_{ij} koriguje náhodné chyby v údajích. Řádkové efekty, α_i , reprezentují průměrnou hodnotu úmrtnosti podle věku (v logaritmickém měřítku) během studovaného období 1950–2005. Jejich parametry pro každé pohlaví vykresluje graf na obrázku 38. Průběh křivky kopíruje již známou strukturu úmrtnosti podle věku, kdy do 10–12 let pravděpodobnost úmrtí rychle klesá z vysokých hodnot ihned po narození, v mladé dospělosti dosáhne lokálního maxima a od přibližně 35 let exponenciálně roste. Vypočtené řádkové efekty dokumentují, že úmrtnost mužů dosahovala průměrně vyšších hodnot než v případě žen, nejvíce ve věkové skupině 20–30 let.

²⁷ Autor tuto část modelu označuje zkratkou AM podle „additive model“.

Sloupcové efekty β_j , reprezentují průměrný vývoj úmrtnosti v průběhu let 1950–2005. Počítají se z matice reziduí $[f_{ij} - \alpha_i]$ a pro jejich hodnoty platí vztah $\sum_j \beta_j = 0$. Hodnoty efektů období znázorňuje graf na obr. 39. Jejich křivka dokumentuje prudký pokles průměrné úmrtnosti mužů i žen v České republice v 50. letech 20. století a po roce 1990. V 60. letech úmrtnostní úroveň spíše stagnovala či v případě mužů mírně vzrostla a během následujících 20 let pozvolna u obou pohlaví klesala. Hodnoty sloupcových faktorů nemohou být vzájemně srovnávány mezi muži a ženami, neboť k jejich výpočtu byly použity rozdílné řádkové efekty.

Obr. 38 a 39 – Řádkové a sloupcové efekty vztahující se k úmrtnosti mužů a žen v České republice v letech 1950–2005.



Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Podle Wilmotha přísluší asi 90 % objasněné variability matice pravděpodobností úmrtí podle věku a roku efektům věku. Charakter primárně daných rozdílů v úmrtnosti podle věku se v čase příliš nemění. V porovnání s touto diferenciací napříč věkovému rozpětí se jeví ostatní změny ukazatele pravděpodobnosti úmrtí v čase malé, ale neměly by být ignorovány, neboť mohou mít alespoň dílčí dopad na úmrtnostní úroveň.

Celkově pak tento jednoduchý dvoufaktorový AM model vysvětluje, jak uvádí autor, přibližně 99,5 % celkové variability. Zpětná analýza zbytkových hodnot po odečtení faktorů věku z původní matice však ukazuje, že model stále nezahrnuje všechny komponenty, které úmrtnost ovlivňují.

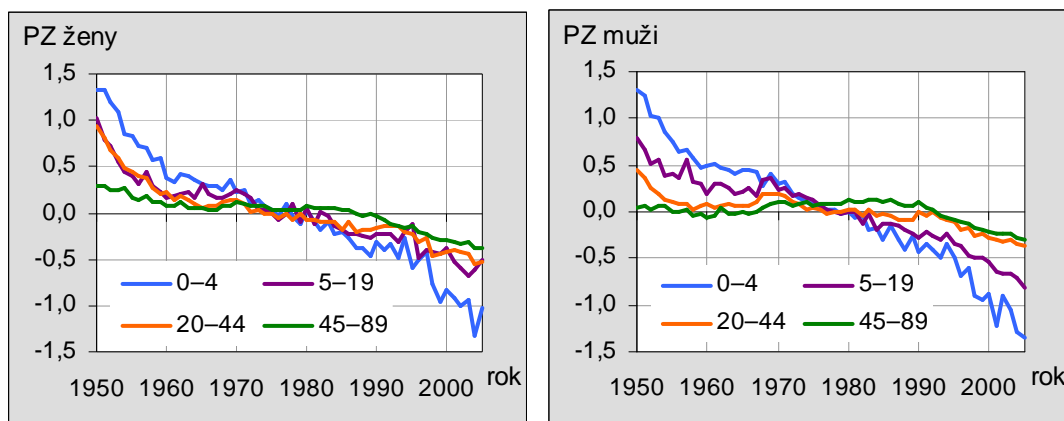
Podle obrázků 40 a 41 klesala úmrtnost populace v nejmladších věkových skupinách (0–4 roky) po celé období mnohem rychleji než v průměru všechny věky dohromady, což také odpovídá vyšším kladným hodnotám zbytků v 50. letech a negativním v posledních letech studia. Tento trend je v protikladu s vývojem úmrtnosti staršího obyvatelstva (v tomto případě 45–89 let), v jejichž věkové skupině se úmrtnost vyvíjela podprůměrně. Úmrtnostní změny populace ve věku 20–44 let u mužů téměř kopírují průměrné efekty období, u žen po roce 1960 také.

Pro důkaz existence variability (i když malé) mezi skutečností a dvoufaktorovým modelem je v příloze reliéfově znázorněna pravděpodobnost úmrtí podle věku u mužů a žen v letech 1950–2005 (v přílohách 7 až 10), jak její reálné hodnoty, tak hodnoty modelové (podle vzorce 29). Rozdíl:

$$r_{ij} = f_{ij} - \alpha_i - \beta_j, \quad [30]$$

pak vykreslují grafy (viz přílohy 5 a 6). Velmi obecně lze graf matice reziduí r_{ij} rozdělit na čtyři kvadranty. Jejich osy připadají na věk, ve kterém se úmrtnost změnila přesně podle efektů období, a na období, v němž věková struktura kopírovala průměrné rozložení úmrtnosti podle věku za celé sledované období, tj. efekty věku. V I. a III. kvadrantu mají rezidua kladnou hodnotu, což znamená, že ve skutečnosti podléhala populace vyšší úmrtnosti než předpokládá model efektů věku a období. Např. v roce 1998 měli muži v přesném věku 65 let pravděpodobnost zemřít rovnu hodnotě 0,029611, podle efektu věku a efektu období by však tento ukazatel měl být o trochu nižší (0,026695). Důvod lze hledat ve faktu, že úmrtnost kolem věku 65 let klesla do roku 1998 méně než průměrně ve všech věcích (viz obr 40 a 41). II. a IV. kvadrant tvoří záporné hodnoty, jež korespondují se situací, kdy modelová pravděpodobnost úmrtí pro dané věky a období je vyšší než reálně zjištěná.

Obr. 40 a 41 – Průměrné zbytky hodnot matice f_{ij} po odečtení efektů věku u mužů a žen vypočtené pro věkové skupiny 0–4, 5–19, 20–44, 45–89 za období 1950–2005 v České republice.



Poznámky: PZ...průměrné zbytky, r_{ij} .

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

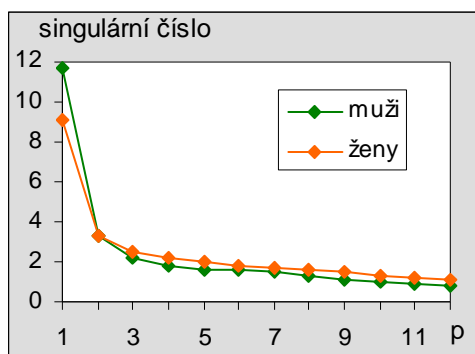
Zjištěním těchto odchylek lze odůvodnit rozšíření dvoufaktorového modelu o další část, a to o výraz obsahující jeden nebo více vícenásobných členů²⁸. Počáteční data pro následný rozbor představuje matice reziduí r_{ij} , na kterou bude aplikován model:

$$r_{ij} = \sum_{m=1}^p \phi_m \gamma_{im} \delta_{jm} + \varepsilon_{ij}. \quad [31]$$

Tento výraz v matematice částečně odpovídá singulárnímu rozkladu matice (SVD)²⁹, jenž představuje intenzitu vzájemné vazby či závislosti prvků v originální matici uskutečňující se v diagonálním směru. Jinými slovy se SVD metoda snaží vyjádřit diagonální kovarianci uvnitř matice původních dat (v tomto případě reziduí r_{ij}). Podrobnější informace a postup výpočtu singulárního rozkladu matice je popsán v příloze 11.

²⁸ V angličtině „multiplicative terms“ (Wilmoth, 1988 a 1990).

²⁹ V angličtině „Singular Value Decomposition“.

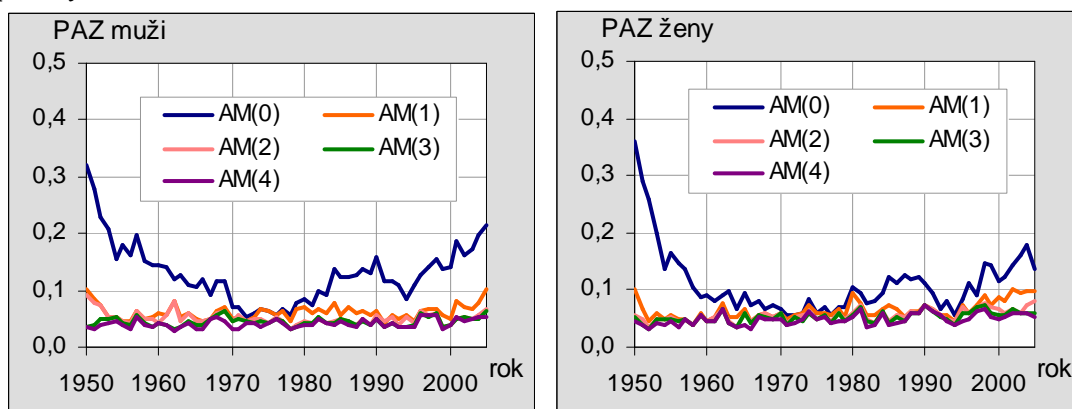
Obr. 42 – Několik prvních hodnot singulárního čísla podle jejich sestupného pořadí

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Na tomto stupni analýzy se řeší problém zvolení ρ , správného počtu vícenásobných členů vhodných pro model. První krok k rozhodnutí může poskytnout relativní rozložení singulárních čísel (viz obr. 42), jelikož ty poměrují míru variance vysvětlené každým členem SVD. V případě matice mužů i žen je zcela dominantní první singulární číslo, ale až od třetího čísla se pokles jejich hodnot zpomalí a ustálí.

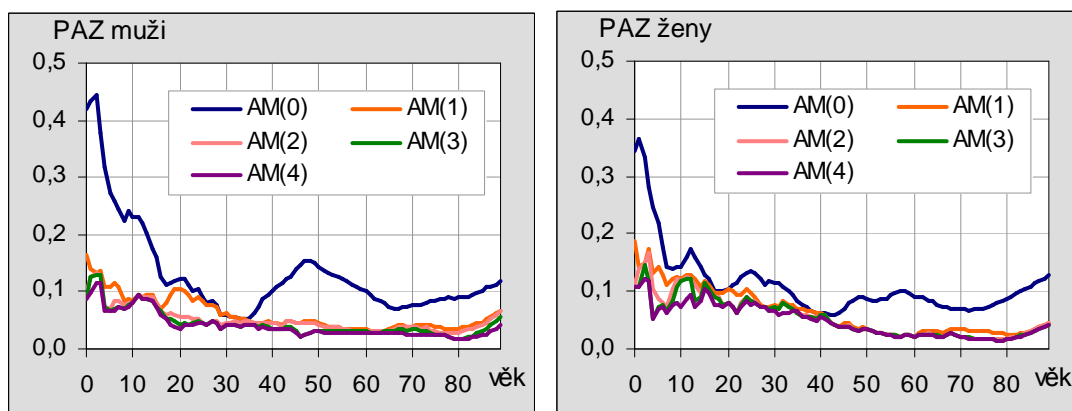
Je také možné vyzkoušet, jakým způsobem reprezentují přidávané vícenásobné členy strukturu matice podle řádků a sloupců. Stačí od matice r_{ij} postupně odečíst několik vícenásobných členů a průměrná absolutní rezidua vykreslit do grafu (obr. 43 až 46).

Obr. 43 a 44 – Průměrná absolutní rezidua podle období maticemi skutečných a modelových hodnot úmrtnosti pro muže a ženy v České republice v letech 1950–2005 a podle počtu vícenásobných členů přidávaných do modelu AM



Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Obr. 45 a 46 – Průměrná absolutní rezidua podle věku mezi maticemi skutečných a modelových hodnot úmrtnosti pro muže a ženy v České republice v letech 1950–2005 a podle počtu vícenásobných členů přidávaných do modelu AM



Poznámky: PAZ...průměrný absolutní zbytek mezi reálnými hodnotami a hodnotami modelu; AM(0), AM(1), obecně AM(ρ)...označuje model podle počtu vícenásobných členů, které do něj vstupují.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

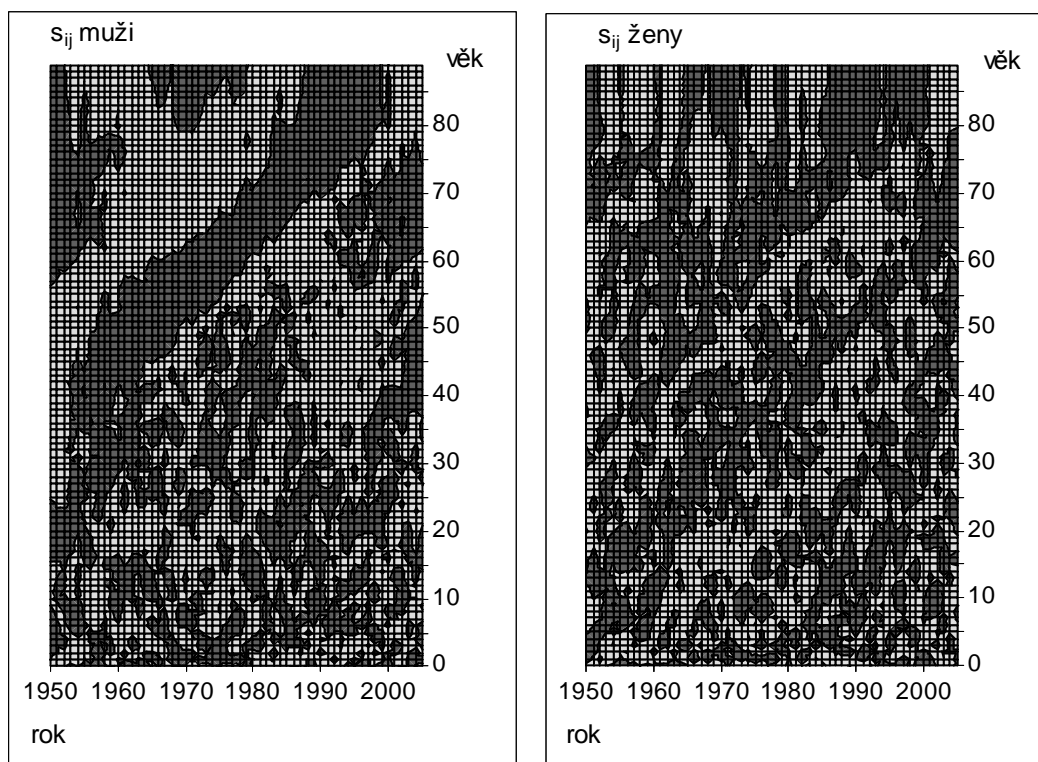
Z grafů vyplývá, že přidáním alespoň jednoho vícenásobného členu do dvoufaktorového modelu se odlišnosti mezi skutečnými a modelovými hodnotami úmrtnosti sníží. Od započtení druhého vícenásobného členu se rozložení průměrných reziduí v matici podle období příliš nemění. Také struktura odchylek podle věku je v případě modelů AM(2) a AM(3) přibližně stejná. Z těchto informací lze usoudit, že pro kohortní analýzu úmrtnosti v České republice pomocí APC modelu je nejvhodnější použít dva vícenásobné členy.

Rozšířený model AM(2) samozřejmě vysvětluje více variability dat o úmrtnosti podle věku a období, přesto však rezidua mezi modelovými a faktickými hodnotami, značené např.:

$$s_{ij} = f_{ij} - \alpha_i - \beta_j - \sum_{m=1}^2 \phi_m \gamma_{im} \delta_{jm}, \quad [32]$$

vykazují jisté trendové charakteristiky. Vícenásobné členy vyhladily pomalé změny tvaru křivky úmrtnosti podle věku během časového období. Pomocí částečného singulárního rozkladu se tedy podařilo očistit data od jejich vzájemné vazby uskutečňující se diagonálním směrem. Tímto krokem se zvýraznily rozdílnosti mezi jednotlivými kohortami (viz obr. 47 a 48). Z grafu lze vyčíst, že se úmrtnost mezi generacemi stále obměňuje, ale velmi nepravidelně a s rozdílnou intenzitou. Tmavá plocha vyznačuje období a věky, kde modelově odhadnuté hodnoty dosahují vyšších hodnot než ve skutečnosti, jedná se tedy o skupiny obyvatel s nižší než průměrnou úmrtností. Ve většině případech tyto skupiny spojuje rok narození, to znamená, že jsou příslušníci stejné generace. Naopak světlá barva odpovídá kladným hodnotám s_{ij} , což odpovídá podprůměrným úmrtnostním poměrům.

Obr. 47 a 48 – Průměrné zbytky skutečných a AM(2) modelových hodnot úmrtnosti pro muže a ženy v České republice v letech 1950–2005.



Poznámky: tmavá barva zobrazuje záporné hodnoty; světlá barva naopak kladné.

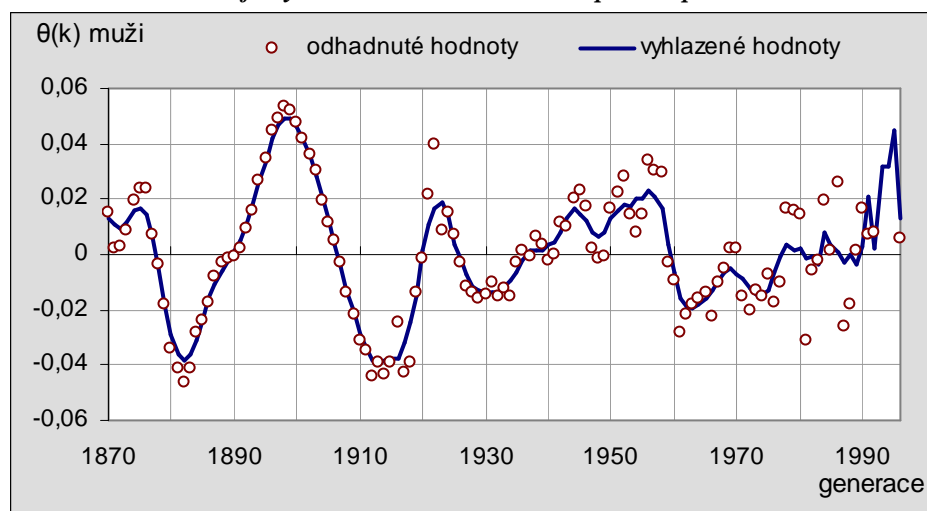
Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Pro zachycení tohoto trendu bude do modelu vložena poslední část celkového APC modelu a to kohortní neboli generační efekty:

$$s_{ij} = \theta_k + \varepsilon_{ij} . \quad [33]$$

Jeho podstatou je parametricky vyjádřit úroveň úmrtnosti podle generací. Jedná se vlastně o vážené průměrné hodnoty reziduí s_{ij} připadající do jedné kohorty, kde váhy tvoří počet pozorování v dané generaci. Konečné výsledky této analýzy jsou znázorněny v grafech (viz obr. 49 a 53). Z důvodu nízkého počtu údajů pro krajní generace studie, je vhodnější ignorovat generace narozené před rokem 1885 a po roce 1980, pro než není k dispozici ani 25 údajů.

Obr. 49 – Generační efekty úmrtnosti mužů v České republice podle dat z let 1950–2005



Zdroj: ČSÚ c) a vlastní výpočty.

Ke skupinám kohort s kladnými hodnotami generačních efektů patří muži narození přibližně v letech 1890–1906, 1920–1925, 1940–1960. Tyto generace mají tzv. úmrtnostní nevýhodu („mortality disadvantage“), protože podle APC modelu mají úmrtnost vyšší než muži z okolních generací. Naopak mezi generace s úmrtnostní výhodou („mortality advantage“), vyznačující se nižší úrovní úmrtnosti než jiné kohorty, lze zařadit generace 1907–1919, 1926–1935 a 1960–1977. Částečně je možné mezi úmrtnostně zvýhodněné generace zařadit i kohorty 1878–1888, ale při interpretaci musí být brán ohled na malý počet dostupných údajů o této populační skupině, a proto může být výsledek analýzy nepřesný.

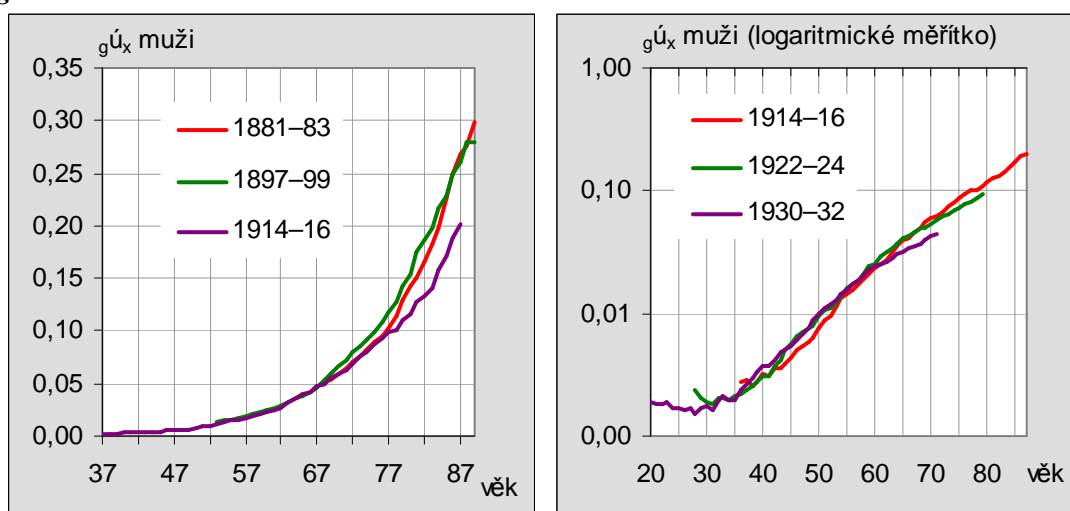
Je obtížné určit důvody či faktory, které způsobily oslabení či posílení daných generací, zvláště kvůli nedostatku kompletních dat. Jak již bylo zmíněno, řada autorů věnující se generační analýze úmrtnosti vysvětluje tyto odlišnosti rozdílnou historickou zkušeností jednotlivých generací, ale plně adekvátní interpretace těchto oslabujících či posilujících procesů ještě nebyla poskytnuta.

Podle získaných informací lze ovšem tvrdit, že zvýšená úmrtnost skupin mužů narozených na přelomu století a v první polovině 20. let může být vztažena k fyzickému oslabení generací, které v dospívání prošly válečnými zkušenostmi, nebo s tím souvisejícím nedostatkem výživy pramenící z ekonomických a sociálních problémů těchto válečných let. (Horiuchi, 1990; Wilmoth, 1990). Tuto skutečnost potvrzuje i stejná APC analýza provedená J. Wilmothem na úmrtnostních datech francouzských mužů z let 1946–1981. Podle ní byly generace mužů

narozené okolo roku 1900 a 1930 zatíženy podobnými životními zkušenostmi (válkou a nedostatkem výživy v mladém věku) a dosahovaly tedy ve starším věku vyšší úmrtnosti než jejich sousedící kohorty. Generační analýza úmrtnosti v Japonsku však ukázala, že generace mužů i žen narozené kolem roku 1900 mají podobně vyšší úmrtnost, i když Japonsko vstoupilo do 1. světové války jen oficiálně. Navíc přítomnost podobného trendu u žen svědčí o tom, že bojové zkušenosti ve válce nemusejí být rozhodujícím vysvětlením tohoto trendu. Nakonec podobný model úmrtnosti se v Japonsku opakuje i pro generace narozené po druhé světové válce, což spíše podporuje domněnku, že tento jev působí v rámci nějakého mechanismu, nicméně částečně souvisí také s válečnými lety (Wilmoth, 1990).

Podobné generační odlišnosti, konkrétně stagnace snižování generační úmrtnosti, byly objeveny u mužských generací 1890–1915 v Dánsku, Nizozemsku a Norsku, ve Francii pak u mužů narozených po roce 1920 (Nanesen, Kunst, 2005). Autoři zde použili trochu obměněný parametrický APC model, jinou metodu výpočtu (proceduru GENMOD ve statistickém softwaru SAS) i jiná data, neboť zde zařadili úmrtnost pouze populace starší 60 let. Výsledky tedy nemohou být plně srovnávány s předchozími tvrzeními, přesto dokazují výskyt nevýhodných kohortních efektů u generací narozených na přelomu století.

Obr. 50 a 51 – Generační specifické míry úmrtnosti mužů podle věku v České republice pro vybrané generace



Poznámky: g_{u_x} ...generační specifická míra úmrtnosti podle věku.

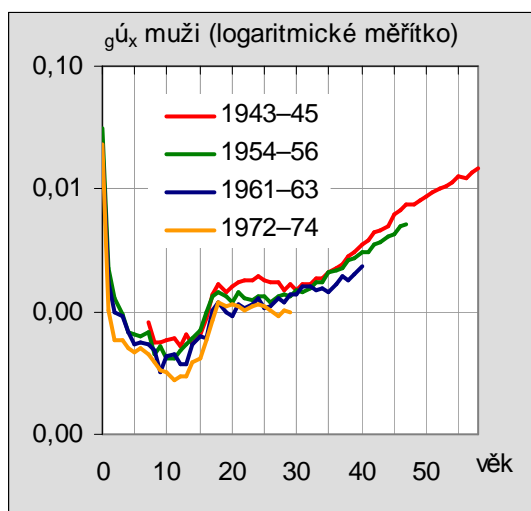
Zdroj: Human Mortality Database.

Další zřetelně odlišná úmrtnost je charakteristická pro generaci mužů narozených během první světové války. Tady se však jedná o generaci s nižší úrovní úmrtnosti (v dospělém a starším věku viz obr. 50 a 51), stejně jako ve Francii a Itálii (Vallin, Caselli, 1987). Vysvětlení tohoto jevu lze přisoudit hypotéze o selekčním efektu, kdy děti a kojenci narození během první světové války přetrpěly špatné hygienické podmínky a nedostatek jídla, čímž přežili jen silní jedinci.

Zatímco se muži v Itálii a Francii narození ve 30. letech v době hospodářské krize řadí ke generacím s vyšší úmrtností, neboť zřejmě byly v dětství oslabeny nedostatečným přísunem potravy nebo v rané dospělosti druhou světovou válkou, v České republice se okolo roku 1930 narodila kohorta s mírně nižší úmrtností ve věku nad 65 let (viz obr. 51).

Jako další příklad může sloužit článek zaměřující se na odhalení kohortních efektů v populaci Sovětského svazu.³⁰ I když má sovětská populace velmi heterogenní složení, objevily se podobné kohortní charakteristiky jako v jiných zemích. Generace mužů narozených během první světové války a těsně po ní se vyznačuje nízkou úmrtností, naopak zvýšenou mortalitu vykazují ti, kteří se narodili mezi lety 1930 a 1955. U generace 1930–34 se předpokládala vyšší úmrtnost z důvodu hladomoru, který tehdy zemi sužoval kvůli kolektivizaci zemědělství. Po podrobnější analýze bylo však zjištěno, že obyvatelé venkova narození v této době nemají příliš vyšší úmrtnost. Alternativním vysvětlením, proč generace sovětských mužů 1930–34 mají vyšší úmrtnost, může být jejich prožití druhé světové války v průběhu dospívání, stejně jako v případě např. Polska, nebo Německa a Francie, u kterých se toto oslabení mladých mužů projevilo během první i druhé světové války (Anderson, Silver, 1989).

Obr. 52 – Generační specifické míry úmrtnosti mužů podle věku v České republice pro vybrané generace



Podobně nestejný vývoj najdeme i u generací narozených během druhé světové války. Ve Francii a Itálii se jednalo o skupiny s nízkou úmrtností (zřejmě jde o selektivní efekt), v České republice však žádný efekt nelze zřetelně rozlišit. Naopak v Česku, v Polsku či v bývalém Sovětském Svazu lze nalézt úmrtnostně znevýhodněné kohorty mužů narozené v 50. letech. Tyto odlišnosti mohou být způsobeny rozdílným rozsahem vlivu faktorů během dětství těchto generací. Například na území České republiky nedocházelo k přímým bojovým akcím,

Zdroj: Human Mortality Database.

porodnost se zvyšovala³¹, ústavní porodní péče se během války a po válce prudce zlepšovala, kojenecká úmrtnost tudíž klesala a tím nedošlo k případné selekci. Možné a velmi pravděpodobné vysvětlení nabízí také rozdílný vývoj úmrtnosti mužů ve středním věku v České republice a ve Francii a Itálii, protože právě z těchto charakteristik se generační efekty počítají a v těchto věkových skupinách došlo k největší diferenciaci mezi západními a východními státy.

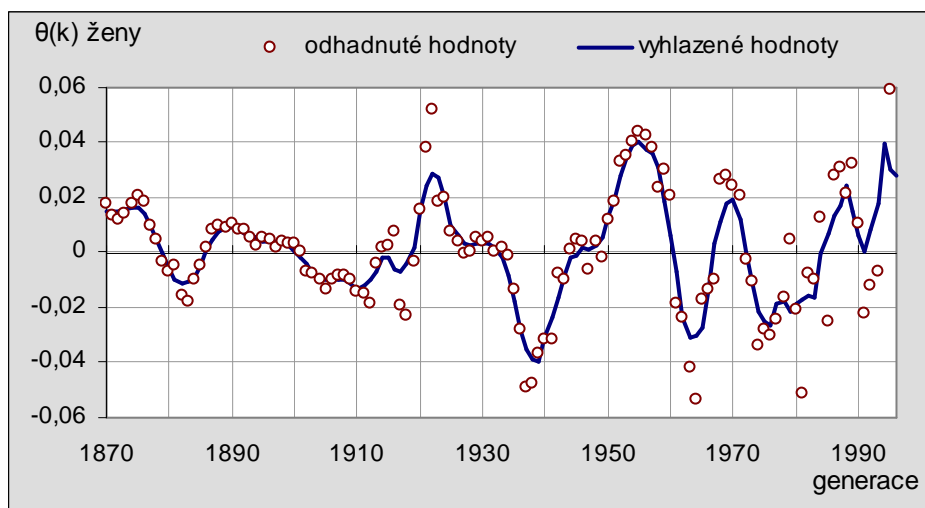
³⁰ Pro analýzu byla použita modifikovaná APC metoda. Do modelu jako závislá proměnná vstoupila matice reziduí, když od logaritmičsky transformovaných pravděpodobností úmrtí byly odečteny hodnoty jedné vybrané věkové skupiny a jednoho období. Následně byla provedena regresní analýza metodou nejmenších čtverců. Vycházelo se z dat o úmrtnosti pouze pro věkové skupiny 5 až 59 let z let 1958–87 (Anderson, Silver, 1989).

³¹ Od roku 1940 se zvyšovala porodnost, neboť matky nebyly nuceny odjet pracovat do Německa. Po válce pak porodnost ještě mírně vzrostla, ať už vlivem odkladů porodů do příznivější doby (kompenzační vlna), tak kvůli početným generacím žen narozených na počátku 20. let (Kučera, 1994).

Oscilace křivky generačních efektů v poválečném období již neposkytuje příliš věrohodné výsledky, neboť vychází z pravděpodobností úmrtí do 50 let, avšak kohortní efekty mají kumulativní charakter a tudíž se výrazněji projevují až ve vyšším věku (viz obr. 52).

Přesto může být zmíněna ještě generace mužů narozena na počátku 60. let, u které lze jejich nízkou úmrtnost vysvětlit „lepší kvalitou narozené populace“. Počet narozených v tomto období dočasně vzrostl především díky starším rodičům, kteří plánovaně odkládali porod dětí do příznivějšího období.

Obr. 53 – Generační efekty úmrtnosti žen v České republice podle dat z let 1950–2005



Zdroj: ČSÚ c) a vlastní výpočty.

V případě ženské populace se žádná generace narozená před rokem 1920 neprojevuje výrazně jinými úmrtnostními charakteristikami. Až kohorta žen 1919 až 1927 se vyznačuje vyšší mortalitou. U mužů se podobné schéma vysvětluje jejich oslabením v dospělosti, kterou prožili ve válečném období. S. Horiuchi tvrdí, že tento proces oslabení působí pouze u mužů konkrétně na nedostatečný vývoj jejich srdeční soustavy, proto některé generace ve starším věku trpí více kardiovaskulárními problémy, na které také častěji umírají. (Anderson, Silver, 1989). Wilmoth a jeho kolegové však oponují, že kohortní efekt druhé světové války na dospívající ženy může být zastíněn následným prudkým zlepšením souhrnných zdravotních podmínek pro ženy. Tato nová hypotéza by vysvětlovala existenci kohortního efektu u ženské generace narozené ve 20. letech v České republice. Neboť v období 1965–1990, kdy tyto generace dosáhly přibližně věku 40 let a více, úmrtnost spíše stagnovala nebo mírně rostla (viz obr. 54).

Ve Francii nelze rozlišit mezi kohortami žen narozených v letech 1870–1970 žádnou s mnohem vyšší nebo nižší úmrtností. V Itálii byla generace žen 1918–20 oslabena (zřejmě epidemií španělské chřipky) natolik, že ještě v dospělosti a stáří vymírala intenzivněji než její sousední generace (Caselli, Vallin, 1987).

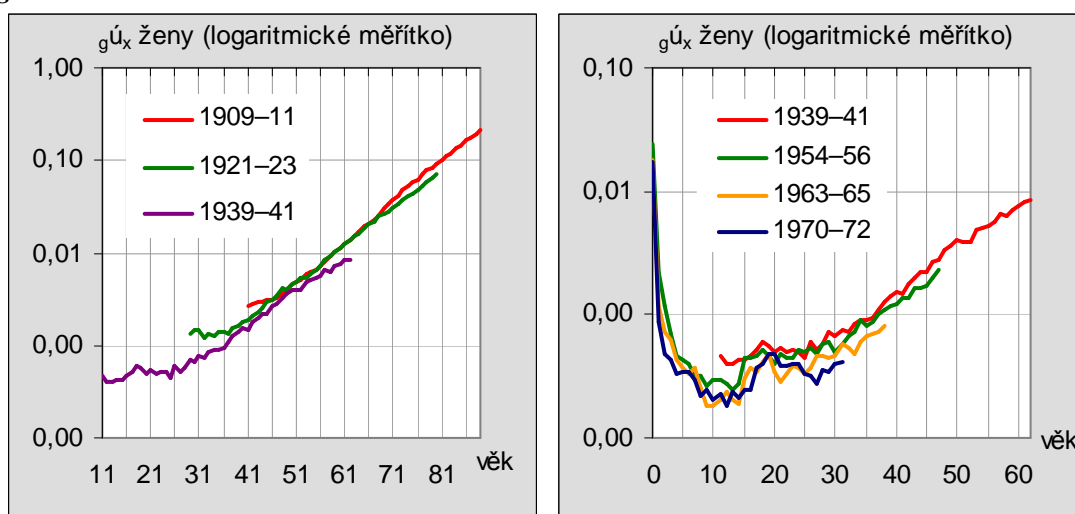
Další generační efekt v ženské populaci se pravděpodobně vztahuje také ke druhé světové válce. Ženy narozené v jejím průběhu totiž umírají v průměru méně než ty ze sousedních generací. Stejně jako u mužů se pak kohorty žen narozené v 50. letech vyznačují zvýšenou

mortalitou, zřejmě vlivem rychle se rozvíjející ústavní porodní péče, a naopak snížené úmrtnostní charakteristiky doprovází kohorty 1960 – 1966.

Kohortní efekty pro poválečné generace však představují jen nástin možných rozdílů úmrtnosti mezi jednotlivými generacemi, neboť porovnávají pouze úmrtnost maximálně do 55 let (viz obr. 55). Na konečné potvrzení zmíněné kohortní variability se však musí počkat alespoň 30 let, během kterých se tyto rozdíly mohou buď zachovat, prohloubit nebo zcela vyhladit.

Již teď lze ale konstatovat, že jisté generační aspekty úmrtnosti jsou charakteristické nejen pro muže, ale i pro ženskou část populace. Zatímco Horiuchi zastával názor, že střídání generací s vyššími a nižšími ukazateli úmrtnosti je pouze mužský fenomén (in Wilmoth, 1990).

Obr. 54 a 55 – Generační specifické míry úmrtnosti žen podle věku v České republice pro vybrané generace.



Poznámky: g_{u_x} ...generační specifická míra úmrtnosti podle věku.

Zdroj: Human Mortality Database.

Závěr

Analýza úmrtnostních tabulek v České republice v letech 1950–2005 odhalila několik základních trendů ve vývoji mortality. Zatímco v západních zemích pravděpodobnost úmrtí obecně klesala po celou 2. polovinu 20. století, v Česku byl tento vývoj přibližně 30 let (1960 až 1990) zbrzděn či dokonce zastaven. Na počátku začala naděje dožití při narození rychle růst hlavně díky snižování kojenecké a dětské úmrtnosti. Tento trend však záhy v 60. letech vystřídala stagnace úmrtnostního vývoje a to ve všech věkových skupinách žen, u mužů dokonce došlo ke zhoršení úmrtnostních poměrů převážně u osob starších 45 let. Až rozsáhlé celospolečenské změny po roce 1990 nastartovaly opětovné zlepšení úmrtnostních poměrů, díky kterým se Česká republika začala přibližovat vyspělým zemím. Stalo se tak převážně u populace starší 60 let, což s sebou přineslo spolu s poklesem plodnosti i fenomén stárnutí populace.

Z pohledu vývoje generační úmrtnosti lze konstatovat, že pokud je úroveň transverzální úmrtnosti stabilní, tzn. že je podle věku dlouhodobě neměnná jako například v 70. a 80. letech u mužů starších 30 let, nebo v případě úmrtnosti mezi věky 1–29 let, oba pohledy, transverzální i generační, vytváří výsledky velmi podobné. To znamená, že není nutností, aby generační intervalová střední délka života dosahovala vyšších hodnot než ta počítaná transverzálně v době počátku sledování kohorty. Je potřeba ale nezapomenout na délku intervalu, pro který byly generační tabulky konstruovány. V případě 30letých intervalových generačních tabulek života oba přístupy téměř splývají, neboť v průběhu sledovaného období došlo k téměř dvacetileté stagnaci některých ukazatelů úmrtnosti. Neznamená to tedy, že se generační úmrtnost od transverzální obecně vůbec neliší.

Naopak pokud v průběhu let dojde dlouhodobě k plynulým změnám v úrovni úmrtnosti, lze nalézt rozdíly i mezi generační a periodickou intervalovou střední délkou života. Pro 30leté intervalové tabulky života pro Českou republiku byl největší rozdíl vypočítán u generací žen 1890. Tyto ženy se dožily v roce 1950 přesného věku 60 let a podle tehdejších úmrtnostních poměrů měli předpoklad žít v průměru 16,7 let z 30 možných. Ve skutečnosti však tato generace mezi věky 60 a 90 let prožila 17,95 let.

Poslední kapitola se snažila odhalit existenci generačních efektů působících na úmrtnost obyvatelstva. Podle údajů za Českou republiku v letech 1950–2005 lze odlišit kohorty, které se vyznačují nižší nebo naopak vyšší úmrtností než její sousední generace, neboť zažily odlišné historické životní zkušenosti. S pomocí analýzy dat po eliminaci vlivu věku a období se podařilo objevit několik hlavních generačních efektů působících na úmrtnost a to především

u mužské populace. Obecně muži narození během nebo těsně po skončení první světové války mají podle úmrtnostních dat z let 1950–2005 nižší úmrtnost než sousední generace, což potvrzují i studie z jiných států.

Na druhé straně generace mužů narozená za počátku 20. století se vyznačuje vyššími úmrtnostními charakteristikami, zřejmě z důvodu oslabení během dospívání, které prožili ve válečných letech. Podobný trend se črtal i pro generace 1920–25 u obou pohlaví. Naopak druhá světová válka působila různými vlivy na úmrtnost v populaci. Zatímco ženy narozené v této době si nesou výhodné úmrtnostní zkušenosti, u mužů tento trend není patrný. Až v průběhu 50. let se rodili děti, které se dnes vyznačují vyšší úmrtností. Podle Horiuchiho se kohortní efekty úmrtnosti vyskytují pouze u mužů, ovšem i tato práce vyvrátila jeho tvrzení, neboť v české ženské populaci se generační efekty vyskytují.

Tato práce nezahrnuje zdaleka všechny možnosti analýzy generačních efektů. Některé další postupy, sice podobné APC modelu, neboť vychází z lineárně regresního modelu, byli zmíněni jako příklady zjištěných generačních rozdílů v jiných zemích. Jiné metody se snaží například vyjádřit obecný vztah mezi transverzálními a longitudinálními kvocienty matematickými funkcemi a následně je aplikovat na datech. S pomocí takové funkce lze pak prognózovat budoucí úmrtnostní charakteristiky v populaci. Pro vytyčený cíl, postihnout aspekty generační úmrtnosti v České republice podle úmrtnostních tabulek z let 1950 až 2005, jsou však použité metody dostačující.

Souhrnně tak lze podotknout, že pokud úmrtnostní podmínky ve státě dlouhodobě stagnují nebo se jen mírně zlepšují, rozdílnost mezi transverzálním a generačním pohledem se snižuje, naopak se zvyrazňuje mezigenerační variabilita.

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- ANDERSON, B.A.; SILVER, B.D. 1989. Patterns of Kohort Mortality in the Societ Population. *Population and Development Review*. September 1989, vol. 15, no. 3, s. 471–501.
- ARRIAGA, E. 1984. Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies. 1984. *Demography*. Vol. 21 (1), s. 83–96. Copy in *Reading in Population Research Methodology. Volume 2. Mortality Research*. Publ. ed. RUMSEY W. George. Chicago, 1993. Social Development Center. Chapter 9, s. 35–42.
- BURCIN, B.; KUČERA, T. 2002. Úmrtnost. In PAVLÍK Z., KUČERA M. (editoři). *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. Praha : DemoArt. 2002. 1. vydání, s. 57–67. ISBN 80-902686-8-4.
- CASELLI, G.; VALLIN, J.; VAUPEL, W.J.; YASHIN, A. 1987. Age-Specific Mortality Trends in France and Italy Since 1900: Period and Cohort Effects. *European Journal of Population*. 1987, Vol. 3, s. 33–60. Copy in : *Reading in Population Research Methodology. Volume 5. Population Models, Projection and Estimates*. Publ. ed. RUMSEY W. George. Chicago, 1993. Social Development Center. Chapter 16 : Cohort Analysis of Vital Processes, s. 42–54.
- CIPRA, Tomáš. 1990. *Matematické metody demografie a pojištění*. Praha: SNTL – Nakladatelství technické literatury, 1990. 455 s. ISBN 80-03-00222-2.
- COALE, A.J.; HORIUCHI, S. 1990. Age patterns of mortality for older woman : an analysis using the age-specific rate of mortality change with age. *Mathematical Population Studies*. 1990, Vol. 2(4), s. 245–267.
- CRIMMINS, E.M.; FINCH, C.E. 2006. Commentary: Do older men and women gain equally from improving childhood conditions? *International Journal of Epidemiology*. 2006. 35:1270–1271. Dostupné z : <<http://ije.oxfordjournals.org/cgi/content/extract/35/5/1270>>.
- ČSÚ, a). *Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1785 - 2007, relativní údaje*. ČSÚ. Dostupné z : <http://czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_hu>
- ČSÚ, b). *Přirozená měna obyvatelstva v zemích Koruny české v letech 1914 až 1918*. CD. Praha: Český statistický úřad , 2005. (Obyvatelstvo, volby. Demografie). Dostupné z : <<http://czso.cz/csu/2005edicniplan.nsf/p/4016-05>>
- ČSÚ, c). *Úmrtnostní tabulky za ČR od roku 1920*. ČSÚ. Dostupné z : <http://czso.cz/csu/redakce.nsf/i/umrtnostni_tabulky>

ČSÚ, d). *Úmrtnostní tabulky – Metodika*. Dostupné z :

<http://czso.cz/csu/redakce.nsf/i/umrtnostni_tabulky_metodika>.

JANSSEN, F.; KUNST, A.E. 2005. Cohort patterns in mortality trends among the elderly in seven European countries, 1950–99. *International Journal of Epidemiology*. 2005. Vol. 34, s. 1149–1159. Dostupné z: <<http://ije.oxfordjournals.org/cgi/content/abstract/34/5/1149>>.

KUČERA, Milan. 1994. *Populace České republiky 1918–1991*. Praha : Česká demografická společnost, 1994. 197 s.

MATESOVÁ, Jana. 1988. Některé poznatky z analýzy dlouhodobého vývoje úmrtnosti české populace. In *Acta Demographica VIII.: Úmrtnost a stárnutí obyvatelstva v ČSSR : Soubor referátů přednesených na konferenci Čs. Demografické společnosti při ČSAV, konané ve dnech 28. – 30. října 1987 v Domě vědeckých pracovníků ČSAV v Libicích*. Praha : Československá demografická společnost při ČSAV. 1988. s. 23–31.

Human Mortality Database. <<http://mortality.org>>

PIKÁLEK, Darek. 1997. Změny v řádu vymírání české populace v letech 1900 až 1960. *Demografie: revue pro výzkum populačního vývoje*. 1997, roč. 39, č. 2., s. 94–100. ISSN 0011-8265.

RŮŽIČKA, Ladislav. 1959. Generační úmrtnost v českých zemích. In SRB Vladimír (uspořádal). *Demografický sborník 1959*. Praha : Státní úřad statistický. 1959. s. 71–81.

SAS Institute Inc. 2004. *SAS OnlineDoc® 9.1.3*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

SRB, Vladimír. 2004. *1000 let obyvatelstva českých zemí*. Univerzita Karlova v Praze. Praha : Karolinum, 2004. 275 s.

TALACKO, Josef. 1941. *Dynamická pozorování ve statistice úmrtnosti : předneseno na členské schůzi České statistické společnosti dne 21. března 1941*. Praha : Ústřední statistický úřad, 1941, sv. 43. s. 66.

VANDESCHRIK, Christopher. 2000. *Demografická analýza*. Překlad Kantorová Vladimíra. Praha: Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra demografie a deodemografie, 2000. 203 s. ISBN 80-902686-4-1.

WILLEKENS, F.; BAYDAR, N. 1984. The APC model. Age-Period-Cohort Models for Forecasting Fertility, Working Paper No. 45. Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1984. s. 13–27. Copy in : *Reading in Population Research Methodology. Volume 5. Population Models, Projection and Estimates*. Publ. ed. RUMSEY W. George. Chicago, 1993. Social Development Center. Chapter 16 : Cohort Analysis of Vital Processes, s. 64–78.

WILMOTH, R.J.; VALLIN, J.; CASELLI, G. 1988. *When Does a Cohort's Mortality Differ from What We Might Expect?* Research Report No. 88-131. Population Studies Center, University of Michigan, 1988, s. 43.

WILMOTH, J.R. 1990. Variation in Vital Rates by Age, Period, and Cohort. *Sociological Methodology*. Vol. 20, 1990, s. 295–335. Dostupné z : <<http://links.jstor.org/sici?sici=0081-1750%281990%2920%3C295%3AVIVRBA%3E2.0.CO%3B2-8>>.

- WILMOTH, R.J. 1997. Age-Period-Cohort Models In Demography. *Demography : Analysis and Synthesis. Séminaire international (1996 : Sienne, Chartreuse de Pontignano)*. Paris, 1997. Chapter 18, s. 227–236.
- WILMOTH, R.J.; ANDREEV, K.; JDANOV, D.; GLEI, D.A. 2007. *Methods Protocol for the Human Mortality Database*. Ve spolupráci s BOE, C.; BUBENHEIM, M.; PHILIPPOV, D.; SHKOLNIKOV, V.; VACHONI, P. Verze 5. Poslední revize: květen 2007. Dostupné z : <http://www.mortality.org>.
- WUNSCH, G. 1993. Editor's Introduction : Longitudinal and Cross-Sectional Research. *Reading in Population Research Methodology. Volume 5. Population Models, Projection and Estimates*. Publ. ed. RUMSEY W. George. Chicago, 1993. Social Development Center. Chapter 16 : Cohort Analysis of Vital Processes, s. 1–5.

Přílohy

Příloha 1	Pravděpodobnost úmrtí podle pohlaví a věku v České republice ve vybraných obdobích před rokem 1950	66
Příloha 2	Relativní změna intervalové střední délky dožití vzhledem k maximální možné změně a tempo relativní možné změny v čase u mužů a žen v České republice v letech 1950–2005	67
Příloha 3	Příspěvky vybraných věkových skupin na rozdíl intervalové střední délky života mezi vybranými generacemi a obdobími, pro muže v České republice	68
Příloha 4	Příspěvky vybraných věkových skupin na rozdíl intervalové střední délky života mezi vybranými generacemi a obdobími, pro ženy v České republice.....	69
Příloha 5	Hodnoty rozdílu r_{ij} mezi skutečnými hodnotami úmrtnosti a hodnotami odhadnutými dvou-faktorovým modelem, pro muž v České republice v období 1950–2005	70
Příloha 6	Hodnoty rozdílu r_{ij} mezi skutečnými hodnotami úmrtnosti a hodnotami odhadnutými dvou-faktorovým modelem, pro ženy v České republice v období 1950–2005	70
Příloha 7	Odhadnuté hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí podle dvou-faktorového modelu pro muže v České republice v letech 1950–2005.....	71
Příloha 8	Skutečné hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí pro muže v České republice v letech 1950–2005.....	71
Příloha 9	Odhadnuté hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí podle dvou-faktorového modelu pro ženy v České republice v letech 1950–2005.....	72
Příloha 10	Skutečné hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí pro ženy v České republice v letech 1950–2005.....	72
Příloha 11	Singulární rozklad matice.....	72
Příloha 12	Intervalová naděje dožití mužů ve věku 0–29 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1950 a 1974.....	73
Příloha 13	Intervalová naděje dožití žen ve věku 0–29 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1950 a 1974	74
Příloha 14	Intervalová naděje dožití mužů ve věku 30–59 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1920 a 1944.....	75

Příloha 15	Intervalová naděje dožití žen ve věku 30–59 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1920 a 1944	76
Příloha 16	Intervalová naděje dožití mužů ve věku 60–89 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1890 a 1914.....	77
Příloha 17	Intervalová naděje dožití žen ve věku 60–89 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1890 a 1914	78

Příloha 1 – Pravděpodobnost úmrtí podle pohlaví a věku v České republice ve vybraných obdobích před rokem 1950

nq_x							
MUŽI	1869–1880	1899–1902	1910–1911	1920	1937	1945	1950
0	0,2820	0,2482	0,2120	0,1680	0,1049	0,1173	0,0682
1–4	0,1498	0,0999	0,0710	0,0517	0,0226	0,0211	0,0104
5–9	0,0465	0,0253	0,0188	0,0193	0,0132	0,0153	0,0046
10–14	0,0191	0,0134	0,0119	0,0137	0,0085	0,0163	0,0046
15–19	0,0311	0,0255	0,0242	0,0292	0,0135	0,0322	0,0085
20–24	0,0538	0,0396	0,0344	0,0368	0,0176	0,0420	0,0114
25–29	0,0514	0,0389	0,0334	0,0353	0,0170	0,0372	0,0131
30–34	0,0506	0,0417	0,0383	0,0369	0,0183	0,0414	0,0137
35–39	0,0609	0,0507	0,0454	0,0393	0,0251	0,0412	0,0162
40–44	0,0713	0,0629	0,0601	0,0471	0,0337	0,0507	0,0238
45–49	0,0863	0,0781	0,0737	0,0610	0,0476	0,0680	0,0350
50–54	0,1101	0,1011	0,0980	0,0811	0,0654	0,0880	0,0595
55–59	0,1419	0,1341	0,1291	0,1114	0,0965	0,1156	0,0895
60–64	0,1921	0,1837	0,1802	0,1580	0,1397	0,1562	0,1389
65–69	0,2759	0,2589		0,2308	0,2040	0,2122	0,1972
70–74	0,3860	0,3691		0,3324	0,2996	0,3036	0,2950
75–79	0,5167	0,5010		0,4610	0,4311	0,4313	0,4112
ŽENY	1869–1880	1899–1902	1910–1911	1920	1937	1945	1950
0	0,2372	0,2107	0,1791	0,1426	0,0861	0,0956	0,0556
1–4	0,1439	0,0992	0,0699	0,0449	0,0198	0,0182	0,0088
5–9	0,0435	0,0266	0,0203	0,0190	0,0120	0,0099	0,0035
10–14	0,0206	0,0178	0,0154	0,0143	0,0075	0,0087	0,0034
15–19	0,0288	0,0266	0,0252	0,0250	0,0108	0,0162	0,0052
20–24	0,0381	0,0378	0,0339	0,0326	0,0151	0,0212	0,0073
25–29	0,0437	0,0411	0,0383	0,0365	0,0157	0,0205	0,0085
30–34	0,0469	0,0435	0,0392	0,0388	0,0169	0,0212	0,0098
35–39	0,0528	0,0464	0,0421	0,0406	0,0204	0,0234	0,0129
40–44	0,0556	0,0497	0,0450	0,0447	0,0247	0,0289	0,0167
45–49	0,0670	0,0554	0,0526	0,0513	0,0327	0,0371	0,0238
50–54	0,0880	0,0737	0,0676	0,0688	0,0471	0,0509	0,0340
55–59	0,1209	0,1043	0,0971	0,0980	0,0696	0,0705	0,0538
60–64	0,1785	0,1588	0,1426	0,1456	0,1087	0,1048	0,0878
65–69	0,2439			0,2172	0,1687	0,1666	0,1440
70–74	0,3665			0,3247	0,2641	0,2653	0,2421
75–79	0,5124			0,4658	0,3981	0,4020	0,3734

Zdroj: Růžička, 1959; Srb, 2004; Talacko, 1941.

Příloha 2 – Relativní změna intervalové střední délky dožití vzhledem k maximální možné změně a tempo relativní možné změny v čase u mužů a žen v České republice v letech 1950–2005

MUŽI					
${}_iRC_x^n$	1950–60	1960–70	1970–90	1990–05	1950–2005
0	0,668	0,003	0,453	0,675	0,941
1–19	0,523	0,120	0,453	0,510	0,887
20–44	0,285	-0,074	0,218	0,284	0,570
45–59	0,208	-0,233	-0,085	0,355	0,317
60–74	0,050	-0,150	0,037	0,320	0,284
${}_iARC_x^n$	1950–60	1960–70	1970–90	1990–05	1950–2005
0	10,4	0,0	3,0	7,2	5,0
1–19	7,1	1,3	3,0	4,6	3,9
20–44	3,3	-0,7	1,2	2,2	1,5
45–59	2,3	-2,1	-0,4	2,9	0,7
60–74	0,5	-1,4	0,2	2,5	0,6
ŽENY					
${}_iRC_x^n$	1950–60	1960–70	1970–90	1990–05	1950–2005
0	0,697	-0,027	0,477	0,698	0,951
1–19	0,616	0,090	0,413	0,365	0,870
20–44	0,527	0,089	0,269	0,305	0,781
45–59	0,250	-0,042	0,161	0,249	0,507
60–74	0,196	-0,057	0,120	0,330	0,499
${}_iARC_x^n$	1950–60	1960–70	1970–90	1990–05	1950–2005
0	11,3	-0,3	3,2	7,7	5,3
1–19	9,1	0,9	2,6	3,0	3,6
20–44	7,2	0,9	1,6	2,4	2,7
45–59	2,8	-0,4	0,9	1,9	1,3
60–74	2,2	-0,6	0,6	2,6	1,2

Poznámky: ${}_iRC_x^n$...relativní změna intervalové střední délky dožití vzhledem k maximální možné změně (viz vzorec 13); ${}_iARC_x^n$... tempo relativní možné změny v čase (viz vzorec 14).

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Příloha 3 – Příspěvky vybraných věkových skupin na rozdíl intervalové střední délky života mezi vybranými generacemi a obdobími, pro muže v České republice

	MUŽI		
	g1950 – t1950	g1974 – t1974	g1974 – g1950
0	0,038	0,012	1,420
1–4	0,046	0,005	0,165
5–9	0,031	0,009	0,016
10–14	0,038	0,009	0,012
15–19	0,021	0,009	0,024
20–24	0,020	0,013	0,020
25–29	0,013	0,004	0,004
rozdíl celkem	0,207	0,060	1,661
	g1920 – t1950	g1944 – t1974	g1944 – g1920
30–34	0,031	-0,017	0,095
35–39	0,069	-0,002	0,004
40–44	0,084	-0,004	-0,036
45–49	0,037	-0,034	-0,060
50–54	0,026	0,056	0,040
55–59	0,009	0,027	0,037
rozdíl celkem	0,256	0,026	0,081
	g1890 – t1950	g1914 – t1974	g1914 – g1890
60–64	0,081	0,037	-0,012
65–69	0,009	0,090	-0,105
70–74	0,077	0,181	-0,075
75–79	-0,043	0,213	0,102
80–84	-0,007	0,149	0,155
85–89	0,002	0,043	0,041
rozdíl celkem	0,118	0,713	0,106

Poznámky: g1950 – t1950... rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1950 a obdobím 1950;
g1974 – t1974...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1974 a obdobím 1974;
g1974 – t1950...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generacemi 1974 a1950;
g1920 – t1950... rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1920 a obdobím 1950;
g1944 – t1974...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1944 a obdobím 1974;
g1944 – t1920...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generacemi 1944 a1920;
g1890 – t1950... rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1890 a obdobím 1950;
g1914 – t1974...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1914 a obdobím 1974;
g1914 – t1890...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generacemi 1914 a1890;

Zdroj: HMD a vlastní výpočty.

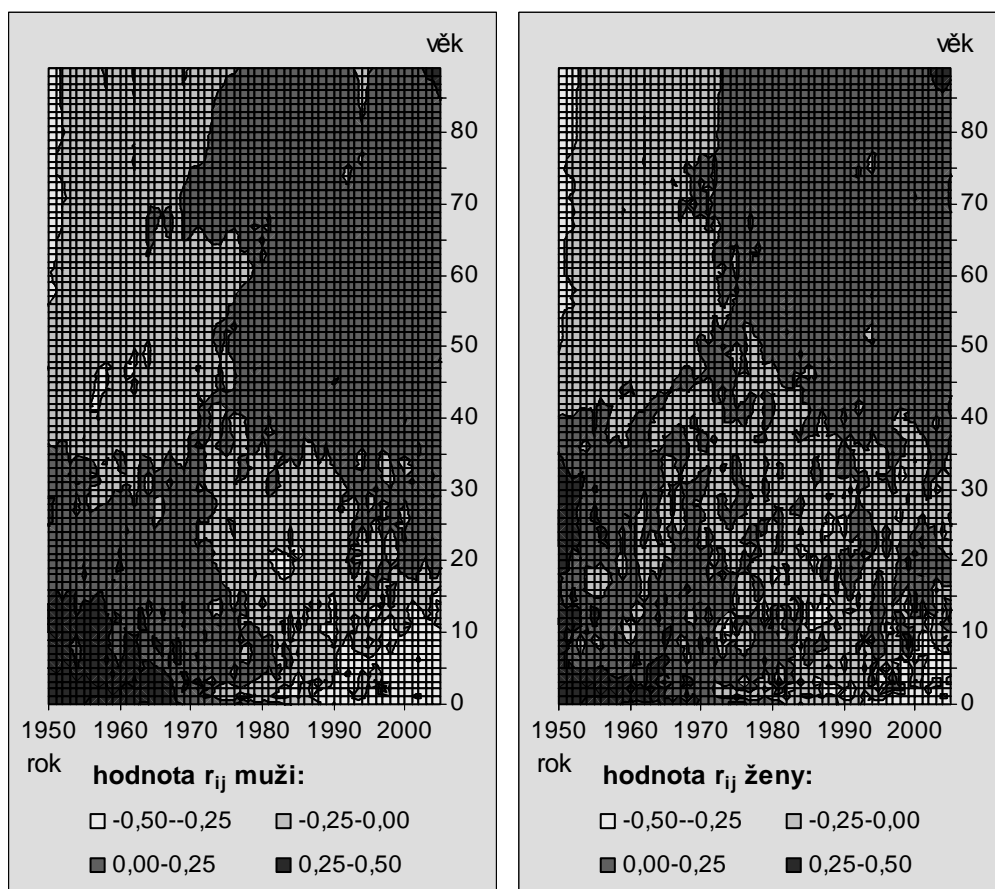
Příloha 4 – Příspěvky vybraných věkových skupin na rozdíl intervalové střední délky života mezi vybranými generacemi a obdobími, pro ženy v České republice

	ŽENY		
	g1950 – t1950	g1974 – t1974	g1974 – g1950
0	0,019	0,015	1,180
1–4	0,035	0,010	0,155
5–9	0,033	-0,001	0,009
10–14	0,034	0,006	0,010
15–19	0,028	0,005	0,012
20–24	0,032	0,003	0,006
25–29	0,014	0,003	0,002
rozdíl celkem	0,195	0,041	1,373
	g1920 – t1950	g1944 – t1974	g1944 – g1920
30–34	0,042	0,011	0,130
35–39	0,101	-0,002	0,051
40–44	0,108	0,030	0,026
45–49	0,088	0,027	0,028
50–54	0,050	0,046	0,041
55–59	0,032	0,021	0,025
rozdíl celkem	0,420	0,133	0,301
	g1890 – t1950	g1914 – t1974	g1914 – g1890
60–64	0,165	0,025	0,208
65–69	0,272	0,043	0,149
70–74	0,392	0,182	0,097
75–79	0,268	0,318	0,278
80–84	0,099	0,297	0,278
85–89	0,017	0,090	0,078
rozdíl celkem	1,214	0,954	1,088

Poznámky: g1950 – t1950... rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1950 a obdobím 1950;
g1974 – t1974...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1974 a obdobím 1974;
g1974 – t1950...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generacemi 1974 a1950;
g1920 – t1950... rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1920 a obdobím 1950;
g1944 – t1974...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1944 a obdobím 1974;
g1944 – t1920...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generacemi 1944 a1920;
g1890 – t1950... rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1890 a obdobím 1950;
g1914 – t1974...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generací 1914 a obdobím 1974;
g1914 – t1890...rozdíl intervalové naděje dožití mezi generacemi 1914 a1890;

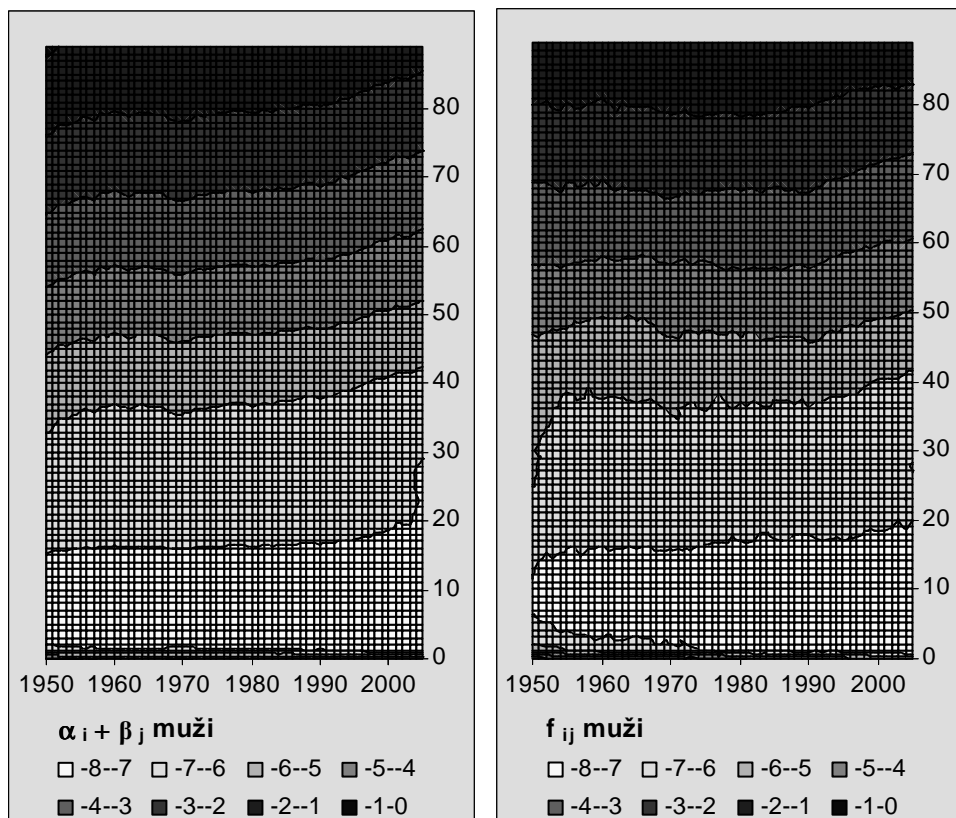
Zdroj: HMD a vlastní výpočty.

Příloha 5 a 6 – Hodnoty rozdílu r_{ij} mezi skutečnými hodnotami úmrtnosti a hodnotami odhadnutými dvou-faktorovým modelem, pro muže a ženy v České republice v období 1950–2005



Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

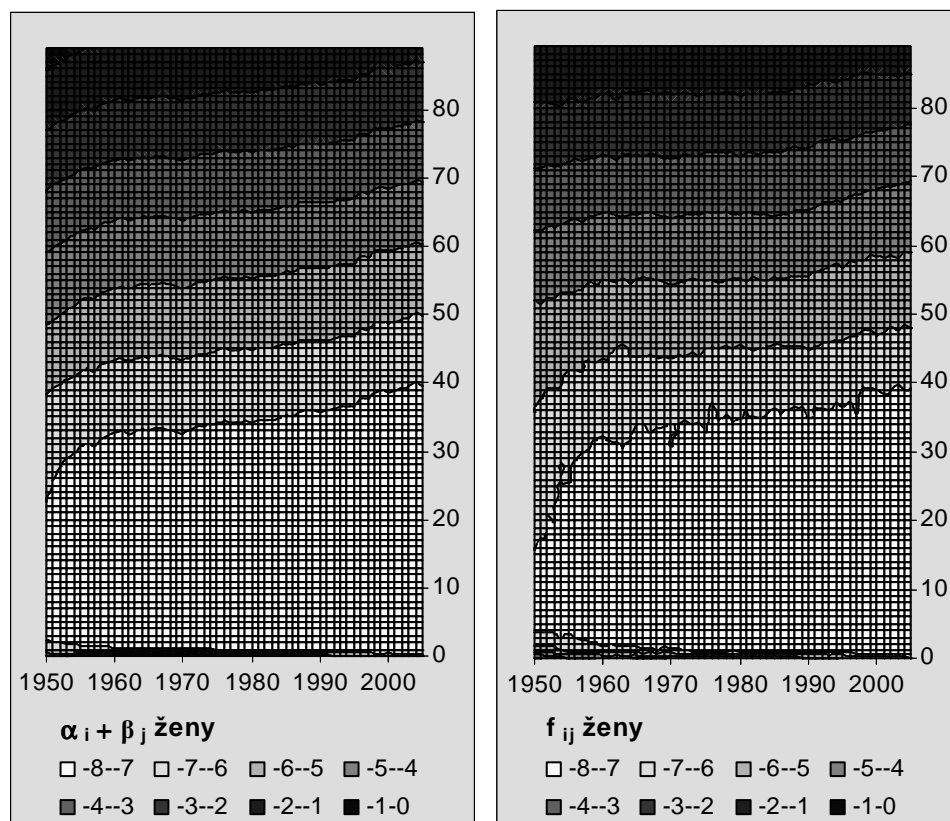
Příloha 7 a 8 – Odhadnuté hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí podle dvou-faktorového modelu a skutečné hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí pro muže v České republice v letech 1950–2005



Poznámky: $\alpha_i + \beta_j$... odhadnuté hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí podle dvou-faktorového modelu; f_{ij} ... skutečné hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Příloha 9 a 10 – Odhadnuté hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí podle dvou-faktorového modelu a skutečné hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí pro ženy v České republice v letech 1950–2005



Poznámky: $\alpha_i + \beta_j$... odhadnuté hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí podle dvou-faktorového modelu; f_{ij} ... skutečné hodnoty logaritmu pravděpodobnosti úmrtí.

Zdroj: ČSÚ, c) a vlastní výpočty.

Příloha 11 - Singulární rozklad matice

SVD (podle SAS Institute Inc. 2004) dekomponuje reálnou matici A typu $(m \times n)$, kde $m \geq n$, na součin tří jiných matic:

$$A = U \cdot \text{diag}(Q) \cdot V'$$

Matice Q typu $(n \times 1)$ obsahuje singulární hodnoty matice A , které představují umocněné hodnoty vlastních čísel matic $A'A$ a AA' . Matice U typu $(m \times n)$ se skládá z vlastních vektorů matice AA' a matice V typu $(n \times n)$ tvoří vlastní vektory součinu $A'A$.

Pro výpočet singulárního rozkladu matice reziduí rij byl použit softwarový program SAS, konkrétně jeho produkt IML (Interactive Matrix Language), v němž základní prvky zpracování tvoří datová matice. Program použitý pro výpočet SVD v případě APC úmrtnostního modelu je následující:

```
proc iml;
start svd(u,q,v,a);
    zero = ssq(a - u*diag(q)*v`);
finish svd;

call svd(u,q,v,a);
quit;
```


Výraz $\sum_{m=1}^{\rho} \phi_m \gamma_{im} \delta_{jm}$ však není zcela totožný s výsledky SVD, neboť neobsahuje zcela totožná singulární čísla. Do modelu je vybráno jen ρ -počet hodnot singulárních čísel, ostatní jsou nahrazeny nulou. Podle parametru ρ se pak trojčlenný model označuje AM(ρ).

Příloha 12 – Intervalová naděje dožití mužů ve věku 0–29 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1950 a 1974

${}_xe_x$ muži	generační		transverzální		
věk	g1950	g1974	1950	1974	2004
0	27,44	29,10	27,23	29,04	29,72
1	28,49	28,75	28,31	28,70	28,85
2	27,62	27,78	27,45	27,73	27,86
3	26,68	26,79	26,52	26,74	26,86
4	25,72	25,81	25,56	25,76	25,87
5	24,74	24,82	24,60	24,77	24,88
6	23,75	23,83	23,62	23,79	23,88
7	22,77	22,84	22,65	22,80	22,88
8	21,78	21,85	21,67	21,81	21,89
9	20,79	20,86	20,68	20,82	20,89
10	19,80	19,87	19,70	19,83	19,89
11	18,81	18,87	18,72	18,84	18,90
12	17,82	17,88	17,74	17,85	17,90
13	16,83	16,88	16,75	16,85	16,90
14	15,83	15,89	15,77	15,86	15,90
15	14,84	14,89	14,78	14,87	14,91
16	13,85	13,90	13,80	13,87	13,91
17	12,86	12,91	12,82	12,88	12,92
18	11,88	11,92	11,84	11,90	11,93
19	10,90	10,93	10,86	10,92	10,94
20	9,92	9,95	9,88	9,93	9,95
21	8,94	8,96	8,91	8,94	8,96
22	7,95	7,97	7,93	7,95	7,96
23	6,97	6,97	6,94	6,97	6,97
24	5,97	5,98	5,96	5,98	5,98
25	4,98	4,99	4,97	4,98	4,99
26	3,99	3,99	3,98	3,99	3,99
27	2,99	3,00	2,99	2,99	2,99
28	2,00	2,00	1,99	2,00	2,00
29	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Poznámky: ${}_xe_x$...intervalová naděje dožití mezi věkem x a $x+i$.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Příloha 13 – Intervalová naděje dožití žen ve věku 0–29 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1950 a 1974

${}_i e_x$ ženy	generační		transverzální		
věk	g1950	g1974	1950	1974	2004
0	27,99	29,36	27,80	29,32	29,82
1	28,66	28,87	28,47	28,84	28,92
2	27,78	27,88	27,60	27,86	27,94
3	26,83	26,89	26,66	26,88	26,94
4	25,86	25,90	25,69	25,89	25,94
5	24,87	24,91	24,72	24,90	24,94
6	23,89	23,92	23,74	23,91	23,95
7	22,90	22,93	22,76	22,91	22,95
8	21,91	21,94	21,78	21,92	21,95
9	20,91	20,95	20,79	20,93	20,96
10	19,92	19,95	19,80	19,93	19,96
11	18,92	18,95	18,82	18,94	18,96
12	17,93	17,95	17,82	17,94	17,96
13	16,93	16,96	16,84	16,94	16,96
14	15,93	15,96	15,85	15,94	15,97
15	14,94	14,96	14,86	14,95	14,97
16	13,95	13,96	13,87	13,95	13,97
17	12,95	12,97	12,88	12,96	12,97
18	11,96	11,98	11,90	11,97	11,98
19	10,97	10,98	10,91	10,97	10,98
20	9,97	9,98	9,92	9,98	9,99
21	8,98	8,99	8,94	8,98	8,99
22	7,99	7,99	7,95	7,98	7,99
23	6,99	6,99	6,96	6,99	6,99
24	5,99	5,99	5,97	5,99	5,99
25	4,99	5,00	4,98	4,99	5,00
26	4,00	4,00	3,99	4,00	4,00
27	3,00	3,00	2,99	3,00	3,00
28	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00
29	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Poznámky: ${}_i e_x \dots$ intervalová naděje dožití mezi věkem x a $x+i$.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Příloha 14 – Intervalová naděje dožití mužů ve věku 30–59 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1920 a 1944

${}_i e_x$ muži	generační		transverzální		
věk	g1920	g1944	1950	1974	2004
30	28,14	28,22	27,88	28,19	28,70
31	27,21	27,26	26,95	27,24	27,73
32	26,27	26,30	26,02	26,28	26,76
33	25,33	25,35	25,09	25,32	25,79
34	24,39	24,39	24,15	24,35	24,82
35	23,45	23,44	23,23	23,40	23,85
36	22,52	22,49	22,30	22,45	22,88
37	21,56	21,54	21,37	21,50	21,92
38	20,62	20,59	20,44	20,55	20,96
39	19,67	19,64	19,50	19,61	20,00
40	18,72	18,71	18,56	18,66	19,04
41	17,78	17,77	17,64	17,72	18,08
42	16,84	16,83	16,71	16,79	17,12
43	15,89	15,91	15,79	15,85	16,16
44	14,95	14,98	14,87	14,92	15,21
45	14,03	14,04	13,95	13,99	14,26
46	13,10	13,13	13,03	13,07	13,31
47	12,16	12,22	12,11	12,15	12,37
48	11,23	11,32	11,19	11,23	11,43
49	10,31	10,40	10,27	10,31	10,49
50	9,40	9,48	9,36	9,39	9,55
51	8,48	8,56	8,45	8,48	8,61
52	7,57	7,64	7,54	7,56	7,67
53	6,65	6,71	6,62	6,65	6,73
54	5,72	5,78	5,71	5,73	5,79
55	4,79	4,84	4,78	4,81	4,85
56	3,86	3,89	3,86	3,87	3,90
57	2,91	2,93	2,92	2,92	2,94
58	1,96	1,97	1,96	1,96	1,97
59	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Poznámky: ${}_i e_x$...intervalová naděje dožití mezi věkem x a $x+i$.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Příloha 15 – Intervalová naděje dožití žen ve věku 30–59 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1920 a 1944

e_x ženy	generační		transverzální		
věk	g1920	g1944	1950	1974	2004
30	28,95	29,25	28,53	29,12	29,44
31	28,00	28,27	27,59	28,14	28,45
32	27,05	27,29	26,63	27,16	27,46
33	26,09	26,31	25,68	26,17	26,47
34	25,13	25,32	24,73	25,20	25,48
35	24,17	24,34	23,79	24,22	24,49
36	23,21	23,36	22,84	23,24	23,51
37	22,24	22,39	21,90	22,26	22,53
38	21,28	21,41	20,95	21,29	21,54
39	20,31	20,44	20,00	20,31	20,56
40	19,34	19,46	19,06	19,34	19,58
41	18,37	18,48	18,11	18,37	18,60
42	17,41	17,51	17,17	17,41	17,62
43	16,44	16,54	16,22	16,44	16,64
44	15,47	15,58	15,28	15,48	15,66
45	14,51	14,61	14,34	14,52	14,68
46	13,55	13,64	13,40	13,55	13,71
47	12,59	12,68	12,45	12,60	12,74
48	11,63	11,71	11,51	11,64	11,76
49	10,67	10,75	10,57	10,67	10,79
50	9,71	9,78	9,63	9,71	9,82
51	8,76	8,81	8,68	8,76	8,84
52	7,80	7,85	7,73	7,79	7,87
53	6,83	6,88	6,78	6,84	6,89
54	5,87	5,91	5,83	5,87	5,92
55	4,91	4,93	4,87	4,91	4,94
56	3,94	3,95	3,91	3,94	3,96
57	2,96	2,97	2,95	2,96	2,97
58	1,98	1,99	1,98	1,98	1,99
59	0,99	1,00	0,99	0,99	1,00

Poznámky: e_x...intervalová naděje dožití mezi věkem x a $x+i$.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Příloha 16 – Intervalová naděje dožití mužů ve věku 60–89 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1890 a 1914

${}_i e_x$ muži	generační		transverzální		
věk	g1890	g1914	1950	1974	2004
60	14,81	14,91	14,69	14,20	17,39
61	14,16	14,26	14,06	13,53	16,69
62	13,51	13,63	13,44	12,88	16,01
63	12,89	12,99	12,83	12,26	15,33
64	12,29	12,39	12,24	11,64	14,64
65	11,69	11,83	11,65	11,05	13,98
66	11,12	11,29	11,08	10,48	13,33
67	10,54	10,75	10,53	9,93	12,70
68	10,03	10,24	9,98	9,41	12,08
69	9,50	9,75	9,47	8,91	11,49
70	8,97	9,29	8,93	8,42	10,89
71	8,44	8,86	8,44	7,94	10,31
72	7,96	8,43	7,98	7,50	9,72
73	7,49	7,99	7,53	7,09	9,16
74	7,02	7,57	7,07	6,68	8,62
75	6,57	7,17	6,67	6,28	8,09
76	6,13	6,79	6,25	5,89	7,56
77	5,71	6,46	5,86	5,54	7,05
78	5,34	6,12	5,45	5,20	6,57
79	4,95	5,73	5,03	4,86	6,08
80	4,64	5,34	4,66	4,55	5,60
81	4,27	4,91	4,31	4,23	5,13
82	3,93	4,53	3,91	3,89	4,67
83	3,61	4,13	3,57	3,54	4,24
84	3,24	3,70	3,22	3,17	3,78
85	2,91	3,27	2,89	2,83	3,34
86	2,52	2,77	2,46	2,44	2,81
87	2,07	2,22	2,04	2,00	2,25
88	1,54	1,60	1,53	1,51	1,62
89	0,86	0,89	0,86	0,86	0,89

Poznámky: ${}_i e_x$...intervalová naděje dožití mezi věkem x a $x+i$.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.

Příloha 17 – Intervalová naděje dožití žen ve věku 60–89 let v České republice pro roky 1950, 1974 a 2004 a pro generace 1890 a 1914

e _x ženy	generační		transverzální		
	g1890	g1914	1950	1974	2004
60	17,94	19,03	16,73	18,07	21,21
61	17,19	18,24	15,96	17,27	20,36
62	16,44	17,45	15,21	16,49	19,52
63	15,70	16,68	14,48	15,71	18,69
64	14,97	15,92	13,77	14,93	17,87
65	14,23	15,18	13,08	14,19	17,05
66	13,51	14,45	12,41	13,45	16,23
67	12,81	13,74	11,73	12,73	15,43
68	12,16	13,05	11,09	12,03	14,64
69	11,51	12,39	10,47	11,34	13,87
70	10,86	11,76	9,86	10,69	13,13
71	10,20	11,13	9,27	10,05	12,38
72	9,60	10,53	8,73	9,44	11,64
73	8,98	9,94	8,18	8,84	10,92
74	8,40	9,35	7,65	8,26	10,22
75	7,82	8,79	7,17	7,72	9,53
76	7,27	8,25	6,70	7,18	8,87
77	6,73	7,70	6,25	6,67	8,23
78	6,26	7,16	5,80	6,18	7,60
79	5,76	6,62	5,39	5,71	6,99
80	5,32	6,13	5,00	5,25	6,38
81	4,88	5,61	4,61	4,83	5,79
82	4,43	5,10	4,25	4,38	5,22
83	4,02	4,60	3,87	3,96	4,67
84	3,58	4,06	3,45	3,53	4,13
85	3,17	3,53	3,07	3,12	3,59
86	2,72	2,98	2,61	2,64	2,97
87	2,18	2,35	2,14	2,13	2,37
88	1,60	1,67	1,59	1,57	1,69
89	0,88	0,91	0,87	0,88	0,91

Poznámky: e_x...intervalová naděje dožití mezi věkem x a $x+i$.

Zdroj: Human Mortality Database a vlastní výpočty.